ГОДИШНИК
НА БЪЛГАРСКАТА НАРОДНА БАНКА

2003-2008

ANNUAL
OF THE BULGARIAN NATIONAL BANK

ТОМ/VOLUME 3

БЪЛГАРСКА НАРОДНА БАНКА
BULGARIAN NATIONAL BANK

ГОДИШНИК
на Българската народна банка

ANNUAL
of the Bulgarian National Bank

Издателски съвет на Българската народна банка

Председател:
Калин Христов, подуправител и член на Управителния съвет на БНБ

Зам.-председател:
Виктор Илиев

Членове:

Елица Николова, член на Управителния съвет на БНБ

Николай Неновски, проф. д. ик. н, член на Управителния съвет на БНБ

Ивайло Николов, д-р

Даниела Минкова, д-р

Зорница Владова

Секретар:
Людмила Димова

Заместник-секретар:
Христо Яновски

Bulgarian National Bank Publications Council

Chairman:
Kalin Hristov, Deputy Governor and Member of the BNB Governing Council

Vice Chairman:
Viktor Iliev

Members:

Elitsa Nikolova, Member of the BNB Governing Council

Nikolay Nenovsky, Prof., Ph. D. Member of the BNB Governing Council

Ivaylo Nikolov, Ph. D.

Daniela Minkova, Ph. D.

Zornitsa Vladova

Secretary:
Lyudmila Dimova

Assistant Secretary:
Christo Yanovsky

Включените изследвания са анонимно двойно рецензирани.
Авторското право върху изследванията е на техните автори.
Материалите отразяват гледищата на своите автори и не ангажират позицията на БНБ.
Евентуалните грешки и пропуски са изцяло отговорност на авторите.

Studies included in this publication are double-blind peer reviewed.
The studies copyright reserved by the authors.
Views expressed in these studies are those of the authors and do not necessarily reflect the BNB policy.
Responsibility for the non-conformities, errors and misstatements lies entirely with the authors.

Мненията си изпращайте до:
Издателски съвет на БНБ

Send your comments and opinions to:
Bulgarian National Bank Publications Council

e-mail: BNB_Publications@bnbank.org
ISSN 2683-0728 (online)
www.bnb.bg

ГОДИШНИК
на Българската народна банка

2003–2008

ANNUAL
of the Bulgarian National Bank

Том/Volume 3

БЪЛГАРСКА НАРОДНА БАНКА
BULGARIAN NATIONAL BANK

© Николай Неновски, Калина Димитрова, DP/29/2003
© Калин Христов, Михаил Михайлов, DP/33/2003
© Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky, DP/35/2003
© Цветан Цалински, DP/36/2003
© Franz Seitz, DP/37/2003
© Георги Ганев, DP/38/2004
© Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky, DP/39/2004
© Калин Христов, DP/40/2004
© Mariella Nenova, DP/41/2004
© Мартин Иванов, DP/43/2004
© Михаил Михайлов, DP/47/2005
© Калоян Ганев, DP/48/2005
© Калина Димитрова, DP/49/2005
© Tsvetan Manchev, Mincho Karavastev, DP/50/2005
© Martin Ivanov, DP/54/2006
© Tsvetan Tsalinski, DP/57/2006
© Slavi T. Slavov, DP/59/2007
© Nikolay Nenovsky, Kalina Dimitrova, DP/61/2007
© Rossitsa Rangelova, DP/62/2007
© Iordan Iordanov, Andrey Vassilev, DP/63/2008
© Zornitsa Vladova, Svilen Pachedjiev, DP/70/2008

© Българска народна банка, 2020 г., ГОДИШНИК
© Bulgarian National Bank, 2020, ANNUAL

Contents of Volume 3

DP/29/2003
DUAL CURRENCY BOARD INFLATION. CHALLENGES TO BULGARIA'S ACCESSION TO THE EU 11
Nikolay Nenovsky, Kalina Dimitrova

DP/33/2003
MODELLING INFLATION IN BULGARIA: MARKUP MODEL.....55
Kalin Hristov, Mihail Mihaylov

DP/35/2003
EXPLORING THE CURRENCY BOARD MECHANICS: A BASIC FORMAL MODEL 97
Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky

DP/36/2003
A COMPOSITE MARKET INDICATOR FOR BULGARIA'S INDUSTRY.....127
Tsvetan.Tsalinski

DP/37/2003
THE DEMAND FOR EURO CASH: A THEORETICAL MODEL AND MONETARY POLICY IMPLICATIONS 157
Franz Seitz

DP/38/2004
CREDIBILITY LEVEL OF BULGARIAN EXCHANGE RATE REGIME, 1991–2003: FIRST ATTEMPT AT CALIBRATION 179
Georgi Ganev

DP/39/2004
CREDIBILITY AND ADJUSTMENT: GOLD STANDARDS VERSUS CURRENCY BOARDS.....201
Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky

DP/40/2004
THE CURRENCY BOARD: 'THE ONLY GAME IN TOWN'.....235
Kalin Hristov

DP/41/2004
THE RELATIONSHIP BETWEEN REAL CONVERGENCE AND THE REAL EXCHANGE RATE: THE CASE OF BULGARIA 285
Mariella Nenova

DP/43/2004
THE 1911 BALANCE OF PAYMENTS OF THE KINGDOM OF BULGARIA 313
Martin Ivanov

DP/47/2005
INTEREST RATE SPREADS OF COMMERCIAL BANKS IN BULGARIA 337
Mihail Mihaylov

DP/48/2005
TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY MEASUREMENT: BULGARIA'S GROWTH ACCOUNTING 365
Kaloyan Ganev

DP/49/2005
AN ATTEMPT TO CALCULATE THE CORE INFLATION IN BULGARIA 397
Kalina Dimitrova

DP/50/2005
ECONOMIC AND MONETARY UNION ON THE HORIZON 433
Tsvetan Manchev, Mincho Karavastev

DP/54/2006
BULGARIAN NATIONAL INCOME BETWEEN 1892 AND 1924 459
Martin Ivanov

DP/57/2006
TWO APPROACHES TO ESTIMATING THE POTENTIAL OUTPUT OF BULGARIA 505
Tsvetan Tsalinski

DP/59/2007
DO COMMON CURRENCIES REDUCE EXCHANGE RATE PASS-THROUGH? IMPLICATIONS FOR BULGARIA'S CURRENCY BOARD 523
Slavi T. Slavov

DP/61/2007
EXCHANGE RATE CONTROL IN BULGARIA IN THE INTERWAR PERIOD: HISTORY AND THEORETICAL REFLECTIONS 575
Nikolay Nenovsky, Kalina Dimitrova

DP/62/2007
DIFFERENT METHODOLOGIES FOR NATIONAL INCOME ACCOUNTING IN CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES, 1950–1990 611
Rossitsa Rangelova

DP/63/2008
A SMALL OPEN ECONOMY MODEL WITH A CURRENCY BOARD FEATURE: THE CASE OF BULGARIA 655
Iordan Iordanov, Andrey Vassilev

DP/70/2008
EMPIRICAL ANALYSIS OF INFLATION PERSISTENCE AND PRICE DYNAMICS IN BULGARIA 697
Zornitsa Vladova, Svilen Pachedjiev

Съдържание на том 3

DP/29/2003
ДУАЛНА ИНФЛАЦИЯ В УСЛОВИЯТА НА ПАРИЧЕН СЪВЕТ. ПРЕДИЗВИКАТЕЛСТВА ПРЕД ПРИСЪЕДИНЯВАНЕТО НА БЪЛГАРИЯ КЪМ ЕС 11
Николай Неновски, Калина Димитрова

DP/33/2003
МОДЕЛИРАНЕ НА ИНФЛАЦИЯТА В БЪЛГАРИЯ.....55
Калин Христов, Михаил Михайлов

DP/35/2003
ПРОУЧВАЙКИ МЕХАНИЗМА НА ПАРИЧНИЯ СЪВЕТ: ЕДИН БАЗОВ ТЕОРЕТИЧЕН МОДЕЛ 97
Жан-Батист Декилбе, Николай Неновски

DP/36/2003
СЪСТАВЕН КОНЮНКТУРЕН ИНДИКАТОР ЗА БЪЛГАРСКАТА ПРОМИШЛЕНОСТ.....127
Цветан Цалински

DP/37/2003
ТЪРСЕНЕТО НА ЕВРО: ТЕОРЕТИЧЕН МОДЕЛ И ИЗВОДИ ОТ ПАРИЧНАТА ПОЛИТИКА 157
Франц Зайц

DP/38/2004
РАВНИЩЕ НА ДОВЕРИЕ ВЪВ ВАЛУТНИЯ РЕЖИМ В БЪЛГАРИЯ ПРЕЗ 1991–2003 г. НАЧАЛЕН ОПИТ ЗА КАЛИБРАЦИЯ.....179
Георги Ганев

DP/39/2004
ДОВЕРИЕ И ПРИСПОСОБЯВАНЕ: ЗЛАТНИЯТ СТАНДАРТ СРЕЩУ ПАРИЧНИТЕ СЪВЕТИ.....201
Жан-Батист Декилбе, Николай Неновски

DP/40/2004
ПАРИЧНИЯТ СЪВЕТ: 'THE ONLY GAME IN TOWN' 235
Калин Христов

DP/41/2004
ЗАВИСИМОСТТА МЕЖДУ РЕАЛНАТА КОНВЕРГЕНЦИЯ И РЕАЛНИЯ ВАЛУТЕН КУРС: ПРИМЕРЪТ НА БЪЛГАРИЯ 285
Мариела Ненова

DP/43/2004
ПЛАТЕЖНИЯТ БАЛАНС НА ЦАРСТВО БЪЛГАРИЯ ОТ 1911 г. 313
Мартин Иванов

DP/47/2005
ЛИХВЕНИТЕ СПРЕДОВЕ НА ТЪРГОВСКИТЕ БАНКИ В БЪЛГАРИЯ.....337
Михаил Михайлов

DP/48/2005
ИЗМЕРВАНЕ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ: СЧЕТОВОДСТВО НА ИКОНОМИЧЕСКИЯ РАСТЕЖ ЗА БЪЛГАРИЯ.....365
Калоян Ганев

DP/49/2005
ОПИТ ЗА ИЗМЕРВАНЕ НА СЪЩЕСТВЕНАТА ИНФЛАЦИЯ В БЪЛГАРИЯ.....397
Калина Димитрова

DP/50/2005
ИКОНОМИЧЕСКИ И ПАРИЧЕН СЪЮЗ НА ХОРИЗОНТА.....433
Цветан Манчев, Минчо Каравастев

DP/54/2006
НАЦИОНАЛНИЯТ ДОХОД НА БЪЛГАРИЯ МЕЖДУ 1892 г. И 1924 г. 459
Мартин Иванов

DP/57/2006
ДВА ПОДХОДА ПРИ ОЦЕНКАТА НА ПОТЕНЦИАЛНОТО ПРОИЗВОДСТВО В БЪЛГАРИЯ 505
Цветан Цалински

DP/59/2007
ОГРАНИЧАВАТ ЛИ ЕДИННИТЕ ВАЛУТИ ПРЕХВЪРЛЯНЕТО НА ВАЛУТНИЯ КУРС? ПОСЛЕДИЦИ ЗА БЪЛГАРСКИЯ ПАРИЧЕН СЪВЕТ.....523
Слави Т. Славов

DP/61/2007
КОНТРОЛ ВЪРХУ ВАЛУТНИЯ КУРС В БЪЛГАРИЯ
В ПЕРИОДА МЕЖДУ ДВЕТЕ СВЕТОВНИ ВОЙНИ:
ИСТОРИЧЕСКИ И ТЕОРЕТИЧНИ РАЗМИШЛЕНИЯ 575
Николай Неновски, Калина Димитрова

DP/62/2007
РАЗЛИЧНИ МЕТОДОЛОГИИ ЗА ИЗЧИСЛЯВАНЕ
НА НАЦИОНАЛНИЯ ДОХОД НА ДЪРЖАВИТЕ
ОТ ЦЕНТРАЛНА И ИЗТОЧНА ЕВРОПА, 1950–1990 г. 611
Росица Рангелова

DP/63/2008
МОДЕЛ ЗА МАЛКА ОТВОРЕНА ИКОНОМИКА
ПРИ ПАРИЧЕН СЪВЕТ: ПРИМЕРЪТ НА БЪЛГАРИЯ.....655
Йордан Йорданов, Андрей Василев

DP/70/2008
ЕМПИРИЧЕН АНАЛИЗ НА УСТОЙЧИВОСТТА
НА ИНФЛАЦИЯТА И ДИНАМИКАТА
НА ЦЕНИТЕ В БЪЛГАРИЯ 697
Зорница Владова, Свилен Пачеджиев

DP/29/2003

Дуална инфлация в условията на паричен съвет. Предизвикателства пред присъединяването на България към ЕС

Николай Неновски, Калина Димитрова

Резюме. Анализирането на инфлационните източници и динамика в България е от съществено значение и е предизвикано от: 1) дългосрочния процес на конвергенция на цените и инфлацията с еврозоната; и 2) функционирането на паричен съвет в страната. В изследването е направен опит да се измери ефектът на Balassa – Samuelson (BS) в България след въвеждането на паричен съвет. Обяснението чрез BS на инфлацията (или дуалната инфлация) не само получи широко академично признание, но и стана известно в практиката през последните години. Резултатите от нашето емпирично изследване не потвърждават категорично съществуването на този ефект въпреки наличието на предварителни условия и поведението на съпътстващите го икономически индикатори. Всъщност се наблюдават фактори, възпрепятстващи измерването на дуалната инфлация, които се коренят в ппроцеса на сближаването на заплатите, и фактори, влияещи силно върху производителността и в двата сектора. Това предполага, че изменението на цените в страната има и други движещи сили – преди всичко начинът на определяне на трудовите възнаграждения и незавършената либерализация на цените, производителността (ефективността) на други фактори на производството, вносната инфлация и инфлацията, генерирана от временни несъответствия между търсенето и предлагането на пари.

Abstract. The analysis of inflation sources and their dynamics in Bulgaria is significant and is generated by: (i) the long-term process of price and inflation convergence with the euro zone; and (ii) the functioning of the currency board in the country. The study attempts to measure the Balassa – Samuelson (BS) effect in Bulgaria after the introduction of the currency board. The explanation of inflation through BS (or dual inflation) has not only gained wide academic recognition, but in recent years has also become well known in practice. The results of our empirical study do not categorically confirm the existence of this effect, despite the existence of preliminary conditions and the behavior of its accompanying economic indicators. In reality, one can observe the factors preventing the measurement of dual inflation, whose roots are in the process of wage convergence, and the factors strongly affecting productivity in both sectors. This means that price changes in the country have other drivers, primarily the way labour remuneration is defined and the unfinished liberalization of prices, the productivity (effectivity) of other factors of production, import inflation and inflation generated by temporary mismatches between supply and demand for money.

Съдържание

I. Инфлацията и проблемите на присъединяването .....

II. Източниците на инфлация при паричен съвет .....

1. Теоретични основи .....
2. Дуална инфлация – обзор и дискусия .....
3. Емпирични основи на измерването на дуалната инфлацията при ПС .....

III. Иконометрични резултати от измерването на BS ефекта и тяхната интерпретация .....

1. Описание на данните .....
2. Измерване на BS ефекта .....

IV. Изводи и насоки за бъдещи анализи .....

Приложения .....

1. Структурен модел на инфлацията в условията на паричен съвет .....
2. Групиране на икономическите дейности в две основни групи за пресмятане на средната работна заплата и общия брой заети в търгуемия и нетъргуемия сектор .....
3. Индекс на негъвкавост на заплатите .....

Литература .....

I. Инфлацията и проблемите на присъединяването

Процесът на догонване на българската икономика и на нейната номинално сближение с еврозоната е свързан преди всичко със сближаване на ценовите равнища в присъединяващите се страни. Това като цяло предполага по-високи темпове на инфлация, както и бързо преструктуриране на мрежата на относителните цени. Подобна динамика обаче влиза в противоречие с част от формалните критерии за членство, както и с избора на твърд паричен режим, какъвто е паричният съвет (ПС). Проблемите и съответно въпросите, възникващи от този „триъгълник на несъвместимостта“ (ПС, процес на догонване и критерии на Маастрихт), могат да бъдат формулирани по следния начин:

1. Не водят ли процесите на догонване (*catch up*) до поскъпване на реалния валутен курс (оттук и до понижаване на конкуретноспособността на българския износ), особено когато номиналният обменен курс е изключително негъвкав (фиксиран със закон)? За да се отговори на този въпрос, трябва да се изследва влиянието на всички аспекти от конвергентния процес върху динамиката на реалния валутен курс, дали той е надценен или подценен (като се отчита и евентуалното му подценяване, преди да бъде фиксиран). И следователно, ако курсът е надценен, съвместим ли е ПС като паричен режим с „оптималния“ икономически преход? И още, съвместим ли е ПС, осигуряващ ценова стабилност, с процеса на присъединяване, който изисква нарастване на ценовото равнище?
2. И докато ПС и Маастрихтските критерии се свързват с ниска инфлация, възможно ли е да се съвместят номиналните критерии за членство и процесите на догонване[1]? Тук се докосваме и до по-широкия теоретичен въпрос за конвергенцията. Дали не съществуват различни дългосрочни равновесни траектории на ценово ниво и номинални лихвени проценти за страните членки и за страните кандидат-членки? Ако съществуват, то тогава всяка група би се стремила към своя равновесен тренд.

[1] Чл. 121 от протокола на ECOFIN (2000). Върху този проблем беше акцентирано неотдавна от *Buitter and Grafe* (2001) и *Szapary* (2001).

Въпреки трансферите на технология и преливането на фактори на производство от теорията на растежа е известно, че различните групи страни конвергират към различни нива на своите фундаментални променливи (*Jones*, 1999)[2]. Нещо повече – редица изследвания подсказват, че номиналното и особено реалното догонване на страните от Източна Европа ще бъдат доста продължителни във времето (*Fischer and al.*, 1998, *Kolodko*, 2000). В тази конфигурация не е ли по-удачно да се мисли за някакви *разумни* нива на конвергенция между двете групи страни, а не в контекста на абсолютната конвергенция?[3]

3. Кои са източниците на инфлация в режим на ПС? Кои източници преобладават – паричните, реалните или вносната инфлация? Какво е влиянието на ПС върху структурата на относителните цени, т. е. върху микроикономическите фундаменти на инфлацията? Какво е значението на производителността на труда (и конкретно на търгуемия и нетъргуемия сектор) за динамиката на реалния валутен курс?

4. Какъв трябва да бъде оптималният темп на растеж на цените в България? Да предположим, че сме стигнали до извода, че цените в страната трябва да нарастват с x% по-бързо от цените в еврозоната (ако приемем, че ефектът Balassa – Samuelson (BS) съществува и сме го измерили[4]). Тогава възниква въпросът кое е оптималното ниво на цените в еврозоната (според някои оценки то е по-високо от нивото, което се наблюдава и към което се стреми Европейската централна банка (ЕЦБ), *Wyplosz*, 2000). Ако то е 4–5%, тогава оптималното ниво на инфлация в България би било 4–5%+x%, т. е. значително по-високо от нивото, което наблюдавахме през

[2] Известно е, че и до днес ценовите равнища не само в ЕС (примерът на Ирландия е показателен, вж. *Artus*, 2001), но и в САЩ имат значителни отклонения (*Kim*, 1997).

[3] Невъзможността и дори опасността от инфлационна конвергенция преди парична интеграция бяха нееднократно разглеждани от *De Grauwe* (1992, 1995), *Bayoumi and Masson* (1995). Вж. също *Kocenda and Papell* (1997) и *Kocenda* (2001).

[4] Трудно е да се измери точно и да се предположи съществуването на BS ефекта (*Brada and Kutan*, 2001).

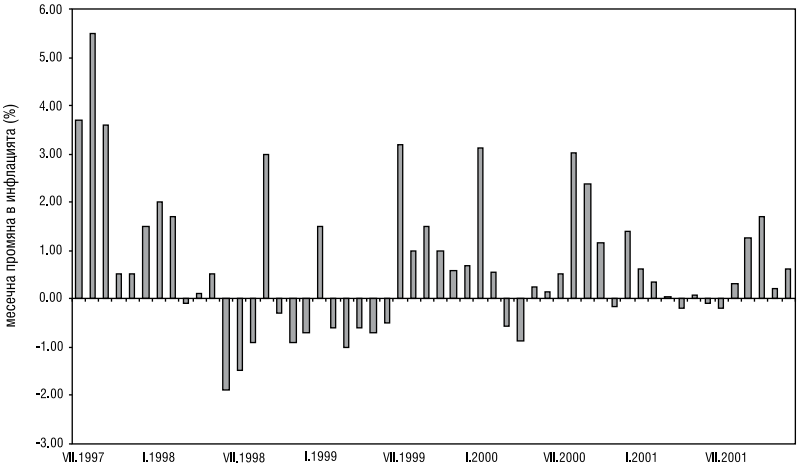
последните години в страната. Как в светлината на горното твърдение може да се разглежда динамиката на инфлацията в България след въвеждането на ПС, след като се наблюдаваха години с много ниска инфлация (1998 – 1%), както и месеци с дефлация (вж. графика 1)?

5. Дали процесите на догонване не дават предимство на теорията за ендогенните парични зони, когато интеграцията на реалната икономика започва от общите пари? В определен смисъл самият ПС е своеобразна форма на приложение на тази теория, защото законово фиксираният валутен курс е *de facto* обща валута (или съставна (комбинирана) стока съгласно терминологията на Хикс).

6. Не е ли ненужен в известна степен спорът за оптимално ценовото ниво, след като в условията на ПС паричните власти нямат никакво влияние върху инфлацията (а ефектът Balassa – Samuelson е равновесно явление)[5]? Всъщност те могат само да я наблюдават, но не и да я променят посредством инструменти на парична политика.

Графика 1

ДИНАМИКА НА ИНФЛАЦИЯТА ПРИ ПС В БЪЛГАРИЯ



Източник: НСИ.

[5] Тежестта се пренася върху фискалната политика.

За да отговорим отчасти на така формулираните въпроси, сме избрали следната структура. Във *Втора част* ще обобщим източниците на инфлация при ПС в процеса на присъединяване и ще обсъдим много подробно BS обяснението на инфлацията, фокусирайки върху неговите особености, които откриваме в преходните икономики. В тази част ще разгледаме и емпиричната методология за измерване на дуалната инфлация. В *Трета част* ще представим резултатите от измерванията, а в последната, *Четвърта част* ще направим някои изводи за икономическата политика на страната и ще предложим насоки за бъдещи теоретични и емпирични изследвания.

II. Източниците на инфлация при паричен съвет

1. Теоретични основи

Като цяло причините за инфлацията и нейната динамика в страните в преход са изследвани многократно, като е акцентирано върху различни подходи: парично-фискално обяснение на инфлацията (*Dornbusch*, 1991), структурно обяснение, свързано с прехода (*Commander and Coricelli*, 1991, *Bauer*, 1991, *Blanchard*, 1997), борба между групи с различни интереси (*Olson*, 2000), обяснение в духа на фискалната теория за ценовото равнище (*Komulainen and Pirttila*, 2000), дуална инфлация, или генерирана от производителността инфлация (*Arratibel and al.,* 2001, *Dobrinsky*, 2000, *Pelkmans and al.,* 2000, *Egert*, 2002, *Backe and al.,* 2002), структурен синтезиран модел, включващ вносната инфлация (*pass-through effect*) (*Nenovsky and al.,* 2000, *Darvas*, 2001), и др.[6]

Не са много изследванията върху инфлацията в страните в преход, които са в режим на ПС[7]. Обикновено анализите се съсредоточават върху реалните източници на инфлация, свързани с дуалната инфлация или с ефекта на вносната инфлация. Когато се изучава инфлацията при ПС, възникват няколко въпроса. Първият е дали и доколко съществуват *парични източници* на инфлация. Ако съществува парично генерирана инфлация, то каква част от нея е естествена и каква е провокирана от съзнателното

[6] През последните 2–3 години бяха направени няколко изследвания върху общата конвергенция на страните от Централна и Източна Европа към ЕС (вж. *Brada and Kutan*, 2001, *Kocenda*, 2001, *Kutan and Pautola-Mol*, 2002, и *Halpern and Nemenyi*, 2002).

[7] Вж. *Saarniit and al.,* 2000, за Естония и *Bank of Lithuania*, 2000 – за Литва.

или не толкова съзнателно поведение на паричните власти (въпреки наложените ограничения от ПС)? Логично е да се предположи, че нормалният инфлационен темп може да бъде обвързан с временните неравновесия между търсенето и предлагането на пари, които от своя страна са свързани с неравновесията на пазара на нетъргуеми стоки (*Hossain and Chowdhury,* 1998, *Nenovsky and al.,* 2000).

Необратимото фиксиране на обменния курс с въвеждането на паричния съвет елиминира по принцип всякаква целенасочена независима парична политика и е причина за създаването на асиметричен паричен съюз[8] между страната, в която функционира паричен съвет, и страната, чиято парична единица се използва за резервна валута. Това, което е характерно за паричните съвети, установени през 90-те години, е, че те запазват някои от инструментите на паричната политика, типични за традиционните централни банки (*Nenovsky and Hristov*, 2002). Тези особености на паричния съвет в България позволяват за кратки периоди от време да имаме парични условия, различни от условията в еврозоната въпреки общата парична политика. Като пример може да посочим решението на Българската народна банка да намали задължителните минимални резерви през юли 2000 г. от 11% на 8% по време, когато Европейската централна банка (институцията, която регламентира отвън нашата парична политика) упражняваше последователна политика за увеличаване на лихвените равнища[9]. Друг пример за въздействие върху ликвидността в икономиката е бъдещото въвеждане на Система за брутен сетълмент в реално време (RINGS), което би могло да се разглежда като технологична иновация в паричното предлагане.

[8] Асиметричната природа на такъв паричен съюз произхожда от факта, че двете страни имат обща парична политика, а решенията, които я определят, се вземат едностранно от държавата (държавите), чиято парична единица е приета за резервна валута. Търговските банки в страната с паричен съвет нямат достъп до рефинансиране от централната банка, която следва общата парична политика. Тази особеност влияе върху трансмисионния механизъм на общата парична политика. Наличието ѝ се дължи до голяма степен на структурата на банковата система в страната с ПС. Колкото по-интегрирана е националната банкова система на страната с ПС във финансовата система на паричния съюз, толкова по-слабо е влиянието на тази особеност. Обикновено банковите системи на държавите с ПС са доминирани от чуждестранни банки, които имат достъп до рефинансиране от централната банка, провеждаща общата парична политика.

[9] За периода ноември 1999 г. – октомври 2000 г. Европейската централна банка увеличи лихвените проценти с 225 базисни точки.

Тези периоди на отклонение в паричните условия в страната от условията в еврозоната не могат да имат продължителен ефект поради наличието на механизма на автоматична конвергенция. Скоростта, с която различията се неутрализират, се определя от степента на интегриране на българската банкова система в европейската. В конкретния случай посредством преструктуриране на портфейлите си банките в България увеличават чуждестранните си активи и до голяма степен неутрализират разликите между България и еврозоната. От казаното дотук става ясно, че при настоящия паричен режим в страната не съществуват обстоятелства за дълготрайни отклонения в паричните условия между България и еврозоната[10]. С други думи не се наблюдават дългосрочни парични източници на инфлация в българската икономика, дотолкова доколкото те липсват и в еврозоната.

Въпреки това наличието на обща парична политика в контекста на асиметричен паричен съюз не може да елиминира възможността от поява на инфлационен диференциал в рамките на този съюз. Макар и да практикуват обща парична политика (а също може да се кажи и обща валута, тъй като необратимото фиксиране на обменния курс намалява драстично риска, произхождащ от обменния курс[11]), определен брой микроикономически и структурни различия остават в сила. Може да посочим някои от тях, като например разликата в степента на икономическо развитие, в икономическата и индустриалната структура, в темпа на растеж, в управлението и структурата на собственост в компаниите, в правителствената политика по отношение на данъците[12], митническите такси и разходите, в структурата на стоковия и трудовия пазар.

[10] Разбира се, могат да съществуват краткосрочни несъответствия между паричното предлагане и търсене в следствие на шокове (иновации) от страна на паричното предлагане. В този случай икономическите агенти заменят своите реални парични запаси за желаните от тях активи след определен период от време. В приложение 1 дискутираме модел, при който краткотрайните диспропорции между паричното предлагане и търсене са свързани със сектора на нетъргуемите стоки и услуги.

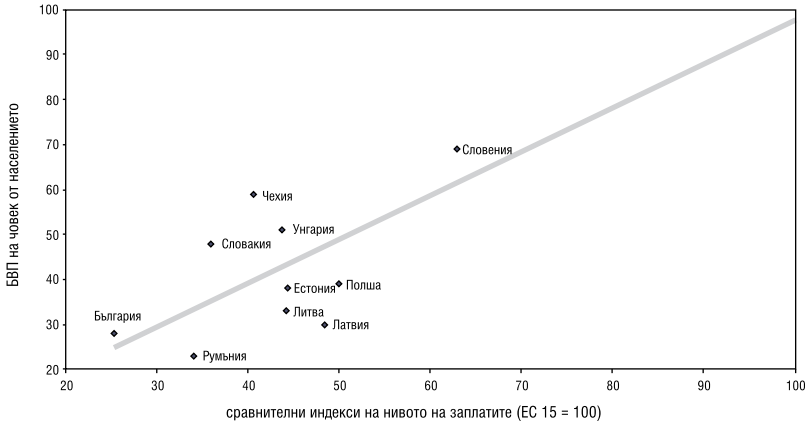
[11] Може да поставим под въпрос аргумента, че фиксирането на обменния курс с въвеждането на паричния съвет елиминира валутния риск, защото нивото на фиксиране може да се променя с решение на парламента на страната в ПС (*Nenovsky and al.,* 2002). С установяването на паричния съвет обменните курсове се фиксират необратимо. За повече информация по темата вж. *Berg and Borensztein* (2000).

[12] *Komulainen and Pirttila* (2000) прилагат подход на „фискално обяснение на инфлацията“ за страните в преход, включително и за България.

Гъвкавостта на пазара на труда е от особен интерес във връзка с динамиката на цените и стабилността на даден паричен режим: начин, по който се формират заплатите, гъвкавост на общото ниво на заплатите и нивото на относителните реални заплати, гъвкавост при сключването на трудови договори, гъвкавост при определянето на работно време, мобилност на работната сила и др.[13] Резултатите от едно скорошно изследване на индексите на негъвкавост (ригидност) на реалните заплати в развитите страни и в България показват, че пазарът на труда в България е значително по-негъвкав от пазара в Европейския съюз, макар и да се наблюдават някакви подобрения след въвеждането на ПС (вж. приложение 3)[14]. По принцип негъвкавостта на реалните заплати води до нарастване на инфлацията, като възпрепятства проявлението на BS ефекта (който ще дискутираме по-нататък). BS ефектът се потиска от факта, че негъвкавостта на реалните заплати е по-голяма в сферата на търгуемия сектор (индустрия), отколкото в нетъргуемия (представен от услугите).

Графика 2

СБЛИЖАВАНЕ НА ДОХОДИТЕ И ЦЕНИТЕ
(към 2000 г.)



Източник: Eurostat, OECD.

[13] Вж. *Soltwedel and al.,* 1999. Реалните заплати се считат за по-гъвкави, там където безработицата оказва силен натиск върху „равновесните“ заплати (*Berthold and al.,* 1999).

[14] Резултатите са взети от изследване на *Nenovsky and Koleva* (2001).

В общи линии изброените реални фактори оказват влияние върху относителните цени в страните, участващи в паричния съюз, и те могат да генерират дългосрочни инфлационни диференциали. Както се вижда от графика 2, съществува значителна разлика в икономическото развитие и ценовото равнище между страните от Европейския паричен съюз (ЕПС) и страните, кандидатстващи за членство в ЕС, а след това и в ЕПС. Реалната конвергенция между присъединяващите се страни и тези, които са членове на еврозоната, се изразява в постепенно заличаване на различията между тях[15]. Ускорените темпове на интеграция на страните – кандидат-членки за ЕС, ще доведат до такова ниво на дохода, каквото се наблюдава в ЕС. Този процес е дълъг, което определя донякъде специфичните инфлационни диференциали при дадено ниво на националния доход и неговия темп на растеж за всяка присъединяваща се страна (вж. таблица 1 и 2)[16].

Таблица 1

ИНФЛАЦИЯТА В БЪЛГАРИЯ И ЕС

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
	средногодишна промяна на инфлацията						
ЕС15	2.8	2.4	1.7	1.3	1.2	2.1	2.4
България	69.1	116.6	1268.0	46.3	0.4	10.1	7.5
Инфлационен диференциал	66.3	114.2	1266.3	45.0	-0.8	8.0	5.1

Източник: WIIW.

Таблица 2

РЕАЛЕН ТЕМП НА РАСТЕЖ НА БВП

(%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ЕС15	1.6	2.5	2.9	2.6	3.3	1.5
България	-10.1	-7.0	3.5	2.4	5.8	4.0
Разлика в растежа	-11.7	-9.5	0.6	-0.2	2.5	2.5

Източник: WIIW.

[15] Процесът на догонване стои на дневен ред за страните – членки на ЕС (и особено на ЕПС), които също претърпяват различни темпове на инфлация вследствие на конвергенцията на ценовото равнище (вж. *European Central Bank*, 1999).

[16] За по-подробно представяне на реалните механизми за конвергенция вж. също *Barro and Sala-i-Martin*, 1992, *Kim*, 1997, *Razin and Yuen*, 1995.

Нека да акцентираме върху BS ефекта, тъй като той е най-широко възприетото обяснение на инфлационните процеси в присъединяващите се страни.

2. *Дуална инфлация – обзор и дискусия*

От теоретична гледна точка най-популярното обяснение на процесите на конвергенция е чрез инфлацията, основаваща се на производителността, известна още като дуална инфлация, или BS ефект (*Arratibel and al.,* 2001, *Halpern and Wyplosz*, 2001, *Egert*, 2002, *Backe and al.,* 2002, и др.)[17].

Ниските ценови равнища в по-бедните страни се определят от нисък производствен капацитет в секторите, произвеждащи търгуеми стоки. Цените на търгуемите стоки (това са предимно индустриалните стоки) се дефинират на международните пазари, докато цените на нетъргуемите продукти и услугите (предимно услугите) се определят на местните пазари. Производственият потенциал в сектора, генериращ нетъргуеми стоки и услуги, е сравнително близък за страните с нисък и висок доход на човек от населението. Ниският производствен капацитет в търгуемите сектори на по-бедните страни рефлектира върху по-ниските равнища на заплатите, по-ниските цени на търгуемите стоки и оттук – върху по-ниските като цяло ценови равнища. Това е статичната картина (т. е. *BS ефект за съответните равнища, статичен BS ефект*).

Таблица 3

ТЕМП НА РАСТЕЖ НА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТТА НА ТРУДА

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
ЕС12	1.6	1.0	1.6	1.2	1.0	1.4
България	1.6	-10.2	-3.1	5.1	6.8	16.5
Разлика в растежа	0.0	-11.2	-4.7	3.9	5.8	15.1

Източник: WIIW, Eurostat.

[17] Докато *Balassa* фокусира повече върху заплатите и производствения капацитет в търгуемия и нетъргуемия сектор на развитите и развиващите се страни, *Samuelson* разглежда същите процеси, само че от позицията на движението на производствените фактори (труд и капитал). За повече подробности вж. също *Bartolini* (1995), *Benaroya and Janci* (1996), *European Central Bank* (1999), *Busson and Villa* (1996), *Aglietta and al.* (1998), *Couder* (1999).

Графика 3

ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ НА ТРУДА В БЪЛГАРИЯ

Източник: WIIW.

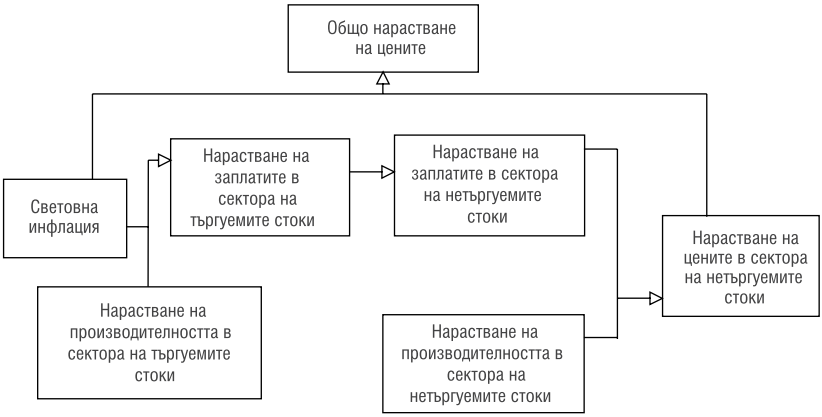
Погледнато в динамичен аспект, BS ефектът би означавал, че страни, характеризиращи се с по-високи темпове на растеж, ще бележат по-високи нива на инфлация (*динамичен BS ефект*)[18], вж. графика 3 и таблица 3. И това може да се обясни с факта, че производственият капацитет на развиващите се страни нараства сравнително по-бързо в търгуемия сектор отколкото в нетъргуемия сектор, докато заплатите и в двата сектора се стремят да се изравнят. Така темпът на нарастване на общото ценово равнище в развиващите се страни е по-висок отколкото в развитите държави. Като вземем предвид факта, че нивото на производствения потенциал в България е по-ниско от това в страните – членки на ЕС, тогава при по-високи темпове на нарастване на производствения капацитет в България е нормално общото ценово равнище да нараства сравнително по-бързо, отколкото в ЕС.

Състоянието на икономиките на присъединяващите се страни се характеризира с редица особености, които поставят проблеми не само пред измерването на BS ефекта, но дори и пред неговото отчетливо съществуване. Редица фактори въздействат разнопо-

[18] За разликата между статичната и динамичната форма на BS ефекта вж. *Busson and Villa* (1996).

Схема 1

МОДЕЛ НА ИНФЛАЦИЯТА – ДИНАМИЧЕН BS ПОДХОД



сочно върху BS ефекта, като подсилват или отслабват неговото влияние. Да се спрем на някои от тях[19].

Първо, периодът на планова икономика се отличаваше с потискане сектора на услугите и съответно ниска производителност. Трудът в този сектор не се считаше за производителен[20] и не се включваше в произведения национален доход (понятие от социалистическото счетоводство, използвано вместо БВП). Вследствие на възстановяването на този сектор при прехода в него започнаха да се наблюдават високи темпове на нарастване на производителността, докато според BS ефекта се предполага, че производителността в този сектор не надвишава производителността в индустрията (*Busson and Villa*, 1996). Като цяло тази особеност на прехода води до по-слабо изразен BS ефект.

Второ, BS ефектът има слабо влияние върху поведението на инфлацията в началото на преходния период на икономиката, когато цените на много услуги все още не са либерализирани (образование, медицина и др.). В този случай основната част от цените на услугите не се определя от пазарни механизми и затова не мо-

[19] Вж. *Aglietta and al.* (1998), *Frensch* (2001), *Cheung and Lai* (2000), *Brada and Kutan* (2001).

[20] Определението за производителен и непроизводителен труд, характерно за плановата икономика, беше приписвано на Маркс.

жем да твърдим, че BS ефектът е водещото обяснение за изменението на относителните цени.

Трето, трябва изрично да уточним, че когато говорим за производителност, имаме предвид само производителността на труда, а не производителността на всички фактори на производството, които влияят върху цените на различните стоки и услуги и оттук неминуемо се поставят ограничения върху измерването на BS ефекта. По време на прехода много индустриални структури се приватизират. Търгуемият сектор изисква много инвестиции, повишаващи производителността. Още повече е необходимо на индустриалните структури да се адаптират постепенно към новите технологии и новото качество на стоките, което води до допълнително нарастване на цените на търгуемите стоки. В този случай дуалната инфлация има слабо влияние върху общото ценово развитие.

Четвърто, пазарът на труда в бившите планови икономики е относително негъвкав (вж. приложение 3), индустриалните работници са относително висококвалифицирани и е малко вероятно нискоквалифицираните работници от сектора на услугите да получат по-висока реална заплата в търгуемия сектор. Реалните заплати в индустрията са значително по-негъвкави отколкото в сектора на услугите. Този факт предполага, че е възможно заплатите в двата сектора да не се доближават и да не се изравнят след време. Нещо повече, ако заплатите не се определят с пазарни механизми, то е трудно да твърдим, че заплатата в търгуемия (както и в нетъргуемия) сектор се формира основно на базата на производителността на труда. Ето защо можем да очакваме допълнителни ограничения върху проявата на BS ефекта.

Пето, съгласно „хипотезата за разходите за възстановяване“ (*Aglietta and al.,* 1998, *Ross*, 2000) в постстабилизационен период цените на либерализираните услуги се стремят да обхванат капиталовите разходи, които са били унаследени безплатно от държавата.

Шесто, има някои микроикономически фактори, както и отделни страни на политиката на правителството, определящи отклоненията от „закона за единната цена“ (‘low of one price’ – LOOP), който трябва да е в сила за търгуемите стоки. Такива отклонения се изразяват с различия в разходите на локално (национално) ниво за нетъргуемите стоки и услуги (транспортни раз-

ходи на локално ниво, предлагане на офиси, складови бази и т. н.) или с различия в тарифите и данъците, които определят различни цени на идентични стоки в различните страни, и още с разлики в нормите на печалба в различните страни вследствие на сегментацията на пазарите и конкурентноспособността[21]. Политиката на ценови контрол и протекционизъм от страна на правителството на индустриалните сектори, произвеждащи търгуеми стоки, води до нарушаване на LOOP, а оттук – и на BS ефекта.

Съществуват множество изследвания за BS ефекта за страните от Централна и Източна Европа. Например МВФ (*International Manetary Fund*, 2000) оценява този ефект за Словения на около 2.5% годишно. Според *Pelkman and al.* (2000) BS ефектът за страните – кандидатки за членство в ЕС, е около 3.5–4%. *Simon and Kovacs* (1998, 2000) измерват BS ефекта за Унгария за периода 1991–1998 г. на 1.9%. Като цяло според *Arratibel and al.* (2001) стойността на BS ефекта в пет страни от централна Европа е около 1–3% и може да обясни около половината от инфлационния диференциал между еврозоната и тези страни. В едно от последните изследвания (*Egert*, 2002) BS ефектът е оценен на нула за Чехия, Словакия и Словения и на около 1% и 3% съответно за Унгария и Полша (периодът на изследването е I трим. 1991 г. – II трим. 2001 г.). В някои от разработките по темата България е включена в общото заключение за положителното съществуване на BS ефекта. Все пак до момента не е направено директно иконометрично измерване на дуалната инфлация в България.

3. Емпирични основи на измерването на дуалната инфлацията при ПС

С това изследване се опитваме да измерим BS ефекта в България. На нашата оценка може да се погледне като на опит да допринесем към дискусията за BS ефекта, който в определени аспекти е от изключително значение за страните с фиксиран обменен курс. Неслучайно наскоро *Willem Duisenberg* каза в една своя реч, че „...това, което е известно като Balassa – Samuelson ефект или потенциален инфлационен натиск, дължащ се на по-високия прираст на производителността в догонващите икономики, е една от основните причини за по-високата инфлация в присъединяващите се страни. Все пак изследванията показват, че този ефект

[21] Вж. *Dobrinsky* (2000).

не трябва да се надценява.“[22]

Ще представим предварителните стъпки, които ще използваме, за да стигнем до измерването на BS ефекта. Методологията ни е много близка до тази, използвана от *Halpern and Wyplosz* (2001).

Стъпка 1. Групиране на отраслите в два сектора: търгуем и нетъргуем. Построяване на индекси за производителност в търгуемия и нетъргуемия сектор в България[23]. Възможно е да се обособи и трети сектор на полутъргуеми стоки. Например *De Broek and Slok* (2001) обособяват селското стопанство в отделен сектор, понеже считат, че в присъединяващите се страни този отрасъл е „смесица от търгуеми и нетъргуеми дейности“. Въпреки редица методологически изследвания (*De Gregorio and al.,* 1994) ясни количествени критерии за разграничаване на търгуеми и нетъргуеми сектори все още няма.

Стъпка 2. Изследване на динамиката на производителността в двата сектора: коя от тях е по-висока и дали има тенденция да се сближат. Според BS ефекта се очаква производителността в нетъргуемия сектор да е по-ниска и/или да расте относително по-бавно.

Стъпка 3. Изследване на процесите на сближаване между заплатите в двата сектора, което е условие за проявлението на BS ефекта.

Стъпка 4. Построяване на индекси на цените в двата сектора и изследване на тяхната динамика[24].

Стъпка 5. При спазване на предварителните изисквания за съществуване на BS ефекта преминаваме към неговото директно измерване чрез следната базова регресия (1) (вж. *De Gregorio and al.,* 1994):

$$(1)\quad \log\left(\frac{PNT}{PT}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{\lambda_{NT}}{\lambda_T}\log QT - \log QNT\right)_t + d_t,$$

[22] Реч на *Dr. Willem F. Duisenberg*, президент на Европейската централна банка, пред конгреса на европейските банки във Франкфурт, 23 ноември 2001 г.

[23] Възможно е BS ефектът да се оцени в модел от две страни (две зони). В случая на България в контекста на конвергенцията е подходящо сравнение с еврозоната (или Германия). Вж. *ECB* (1999).

[24] Динамиката на производителността, на заплатите и на цените в двата сектора може да се изследва с различни иконометрични техники (обикновена регресия, коинтеграция, VAR модел) или да се опише чрез обикновени статистически характеристики на редовете (корелация между нива и темпове).

където PNT и *PT* са съответно цените в нетърговуемия и търговуемия сектор, *QNT* и *QT* са производителностите в двата сектора, λ_{NT} и λ_T представляват дела на труда (като дял от произведената продукция) в нетърговуемия и търговуемия сектор, а *d* е вектор от различни фактори на търсенето, като доход, правителствени разходи и др. Ако ефектът BS съществува, то коефициентът в регресията пред *QT* трябва да е положителен, т. е. да води до нарастване на $\left(\frac{PNT}{PT}\right)$, а пред *QNT* – отрицателен, т. е. да води до намаляване на $\left(\frac{PNT}{PT}\right)$. Тъй като отношението $\left(\frac{PNT}{PT}\right)$ се разглежда като вътрешен реален валутен курс, то нарастването на производителността в търговуемия сектор води до реално поскъпване на курса, а нарастването на производителността в нетърговуемия сектор води до реално поевтиняване на курса. От уравнение (1) се вижда, че производителността в нетърговуемия сектор трябва да има „по-силен“ знак при иконометричната оценка, защото нетърговуемият сектор е по-трудоемък според *Samuelson* ($\frac{\lambda_{NT}}{\lambda_T} > 1$). В рамките на уравнение (1) е възможна проверка на параметъра α_1, като полученият от иконометричната оценка коефициент пред log *QT* бъде разделен на съотношението ($\frac{\lambda_{NT}}{\lambda_T}$).

III. Иконометрични резултати от измерването на BS ефекта и тяхната интерпретация

1. Описание на данните

Иконометричното измерване е направено на базата на месечни данни за периода от юли 1997 г. (въвеждането на паричен съвет в България) до декември 2001 г., или това прави общо 54 наблюдения. Периодът, който е обект на изследване, е достатъчно продължителен, за да могат да се уловят някакви причинно-следствени закономерности в поведението на инфлацията при новата установена парична система.

За да можем да проверим темпа на ценова конвергенция и дали съществува BS ефектът в България или не, са ни необходими индикатори за производителността в категориите търгуем и не-

търгуем. В процеса на постигане на по-висока степен на статистическа съпоставимост на международно ниво данните, които Националният статистически институт (НСИ) предоставя, се базират до голяма степен на методологията, използвана от Евростат. Въпреки това някои иконометрични оценки на BS ефекта за страните от Централна и Източна Европа не включват България поради липсата на данни или тяхната ненадеждност (вж. *Backe and al.,* 2002).

При идентифицирането на секторите като търгуем и нетъргуем използваме общоприет подход, прилаган в много изследвания по темата, където индустрията се разглежда като търгуем сектор, а услугите – като нетъргуем. Някои автори прилагат и поспецифични критерии като *De Gregorio and al.,* 1994, третиращи като търгуем сектор, в който повече от 10% от продукцията е предназначена за износ.

Данни за производството, заплатите и заетите

За производствен индикатор избираме брутната крайна продукция съгласно тримесечните национални сметки по сектори: индустрия, услуги и селско стопанство. Съгласно методологията на НСИ структурата на индекса на потребителските цени съответства на дефинициите, дадени в системата от национални сметки по отношение на лично потребление и обхват. Тъй като не разполагаме с месечни данни за нетъргуемия сектор (за търгуемия може да се намери показател, който да даде информация за производителността), прилагаме метода на иконометрична интерполация, за да получим данни с по-голяма честота и същевременно да запазим основната динамика на променливите.

Средната месечна заплата и общият брой на наетите лица се отчитат всеки месец за голям набор от икономически дейности (38 групи). За да получим данни за индустриалния сектор и сектора на услугите, прилагаме следния метод за групиране (вж. приложение 2). *Търгуемият* сектор (индустрия) включва лица, наети в добива на въглища, нефт, газ, руда и други суровини, в промишленото производство (15 отрасъла), в производството на електроенергия, газ и вода и в строителството, докато *нетъргуемият* сектор (услуги) обхваща наетите в търговията и ремонтните дейности, хотелите и заведенията за обществено хранене, транспорта, комуникациите, финансовото посредничество, операциите с

недвижимо имущество, научно-изследователската дейност, бизнес услугите, държавното управление, образованието, здравеопазването, ветеринарната лечебна дейност, дейността на неправителствените организации, комуналните и битовите услуги, културните и информационните дейности, развлекателната и спортната дейност. Заплатите са калкулирани с тегла, представляващи дела на наетите от съответните отрасли в общия брой на заетите в даден сектор, към който се класифицира отрасълът.

Данни за цените

Структурата на индекса на потребителските цени (ИПЦ) в България е национален аналог на международната класификация на разходите за индивидуално потребление по предназначение, или съкратено COICOP (Classification Of Individual Consumption by Purpose), и покрива йерархичната структура на хармонизирания индекс на потребителките цени (ХИПЦ), с който се измерва инфлацията за ЕС и ЕПС. В днешния си вид ИПЦ е въведен през 1996 г. и представлява уникален набор от информация, тъй като е хомогенен индикатор за анализи, съпоставящи развитието на инфлацията в присъединяващите се страни и еврозоната.

Както в повечето емпирични изследвания първата трудност, с която се сблъскваме, е да разграничим търгуемите от нетъргуемите стоки и услуги, тъй като различните категории на ИПЦ не могат лесно да се класифицират само като такива. В едно изследване, направено наскоро (*Arratibel and al.,* 2001), категориите на ХИПЦ са разделени по следния начин, без да се губи в голяма степен прецизността. Търгуеми са хранителните продукти и безалкохолните напитки, алкохолните напитки и тютюневите изделия, облеклото и обувките, жилищното обзавеждане, домакинските уреди и принадлежности и стоките, свързани с обичайното поддържане на дома. Нетъргуеми са стоките и услугите в здравеопазването, съобщенията, образованието, за свободното време, развлеченията и културния отдих, в ресторантите и хотелите, както и разнообразни стоки и услуги от група 12.

От началото на 1998 г. Агенцията за икономически анализи и прогнози (АИАП) в България класифицира стоките и услугите, участващи в ИПЦ, в три основни групи: търгуеми, потенциално търгуеми и нетъргуеми. Критерият, по който се прави разграничение между търгуемите и потенциално търгуемите стоки, е на-

личието на административни и транспортни бариери. В „чистия внос“, или както по-късно ги наричат търгуеми стоки, се включват стоки с митническа такса, по-малка от 25%, и без транспортни затруднения, докато „широкият внос“ се състои от стоки, подлежащи на административни бариери, или това са потенциално търгуемите стоки[25]. В нашето изследване не правим разграничение между тези две групи, а по-скоро класифицираме стоките в една група, която третираме като търгуема. Нетъргуеми са предимно услугите (и някои видове хранителни продукти, които не срещат конкуренция от страна на вноса).

2. Измерване на BS ефекта

Както вече споменахме (в *част втора*), преди да представим директна иконометрична оценка за наличието на BS ефекта, ще направим предварителна проверка на неговите базови, аналитични компоненти.

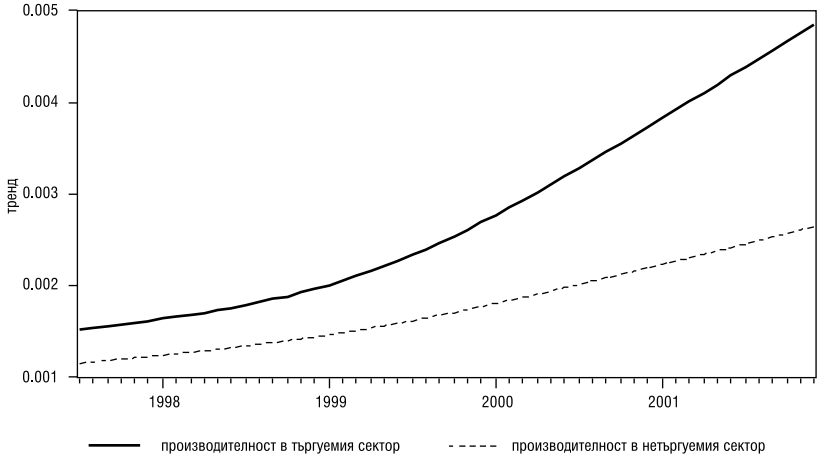
По принцип, когато говорим за производителност на даден сектор, трябва да изследваме производителността (ефективността) на всички фактори за производството, което изисква оценяване на производствената функция. Това от своя страна е ограничено от краткосрочния период, с който разполагаме. Ето защо, следвайки литературата[26], измерваме производителността на труда като съотношение между крайната продукция и наетите. Използваме филтър на *Hodrick-Prescott* (HP), за да изчистим цикличните и сезонните влияния върху стойностите за производителността и в двата сектора и по този начин да получим техните трендове (графика 4). Както може да се очаква, производителността в търгуемия сектор (индустрия) е по-висока от производителността в нетъргуемия, което е едно от условията за наличието на BS ефекта.

[25] Вж. *АИАП* (1997).

[26] Повечето от изследванията, посветени на BS ефекта, използват производителността на труда, като трябва изрично да посочим, че тази „частична“ производителност може да доведе до различни резултати. За повече подробности вж. *Backe and al.,* 2002.

Графика 4

ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ НА ТРУДА В ТЪРГУЕМИЯ И НЕТЪРГУЕМИЯ СЕКТОР



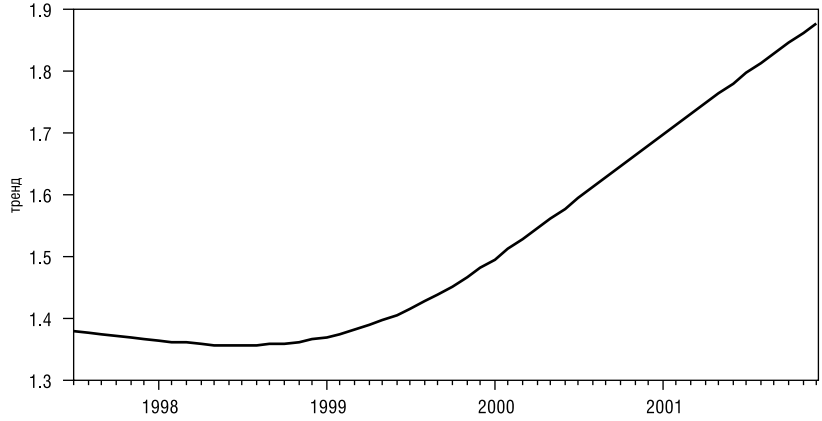
За да направим емпирична проверка на теоретичните предположения, че производителността в търгуемия сектор е по-висока от производителността в нетъргуемия (аналогично на *Halpern and Wyplosz*, 2001), построяваме индекс на относителната производителност. За целия период на наблюдение съотношението на производителност в търгуемия сектор към производителност в нетъргуемия сектор нараства (графика 5) и е > 1.

Второ, съществено условие за наличието на BS ефекта е да се наблюдава тенденция към сближаване на заплатите в нетъргуемия сектор (по-ниско) към нивото на заплащане в търгуемия (*WT* > *WNT*). Както може да се види от следващата графика, в общи линии съществува такава динамика.

И тази тенденция се потвърждава от корелацията между нивото на заплащане в двата сектора (0.86). Въпреки наблюдавания тренд на доближаване този процес е много динамичен, както е показано на графика 7. Независимо че индексът на относителните заплати, дефиниран в случая като съотношението „заплати в търгуемия сектор/заплати в нетъргуемия“ – $\frac{WNT}{WT}$, клони към 1 (вж. тренда), ще проверим дали ръстът на заплатите в нетъргуемия сектор се определя от ръста на заплатите в търгуемия (водещия) сектор.

Графика 5

ИНДЕКС НА ОТНОСИТЕЛНАТА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ

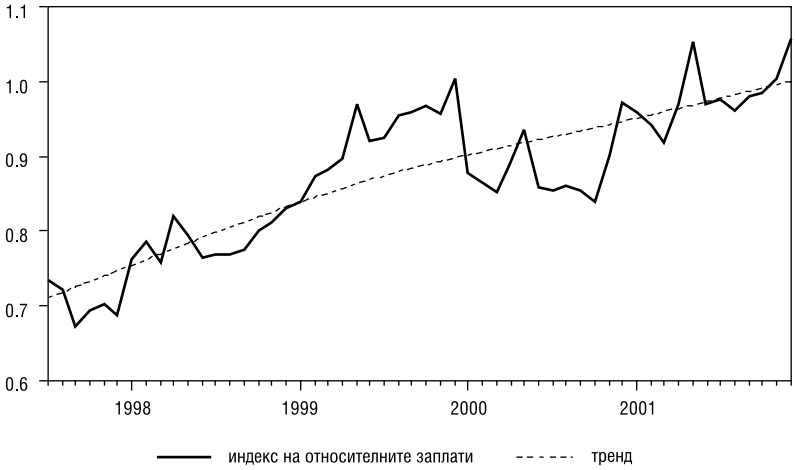


Графика 6

ДИНАМИКА НА ЗАПЛАТИТЕ
В ТЪРГУЕМИЯ И НЕТЪРГУЕМИЯ СЕКТОР

Графика 7

ДИНАМИКА НА ИНДЕКСА НА ОТНОСИТЕЛНИТЕ ЗАПЛАТИ



Наблюдаваната динамика на индекса на относителните заплати може да се дължи до известна степен на все още силното сегментиране на трудовия пазар, което от своя страна се отразява на голямата негъвкавост на реалната заплата в България. Съществена подкрепа на нашите разсъждения откриваме в стойностите на еластичността (иконометрично оценена) на заплатите в нетърговия сектор към изменения на нивото на заплащане в търговия сектор. Според нашата оценка еластичността е под 1, или 0.48, което означава, че когато заплатите в търговия сектор се увеличат с 10%, заплащането в нетърговия ще нарасне само с 4.8%, т. е. други фактори, различни от производителността на труда, определят номиналните заплати в нетърговия сектор.

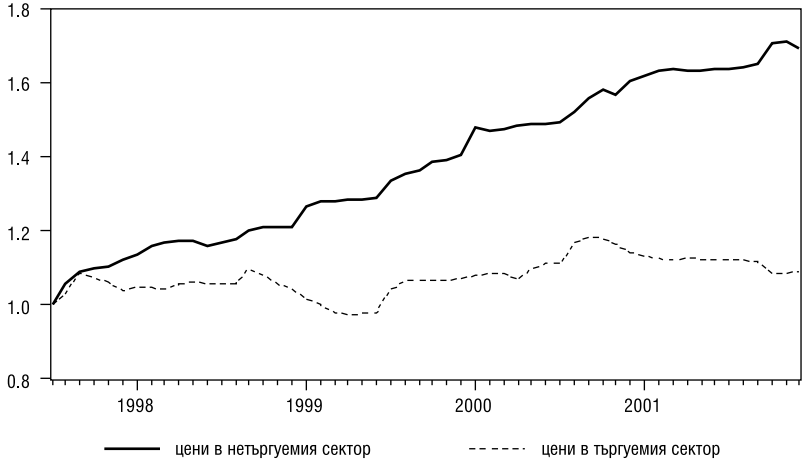
Въпреки дискутираните по-горе противоречиви първоначални допускания графика 8 разкрива по-високата ценова динамика в нетърговия сектор (*PNT* > *PT*).

Преди да преминем към заключението дали дуалната инфлация съществува или не, нека първо да видим каква е пряката иконометрична оценка на BS ефекта в уравнение (2). Прилагаме същата иконометрична техника, използвана от *Halpern and Wyplosz* (2001). Може и да е изненадващо, но резултатите от ико-

Графика 8

ДИНАМИКА НА ЦЕНИТЕ
В ТЪРГУЕМИЯ И НЕТЪРГУЕМИЯ СЕКТОР

(XII.1997 г. = 100)



нометричния тест на уравнението за наличие на BS ефект за периода, започващ с въвеждането на паричен съвет в България (VII.1997 г. – XII.2001 г.), не са много убедителни, дори и измерени в темпове (динамичен BS ефект):

$$(2) \quad \log(PNT/PT) = \underset{(20.5)}{2.38} \underset{(-2.7)}{+-0.04} \log QT + \underset{(-12.4)}{0.20} \log QNT + \underset{(8.1)}{MA(1)} + \underset{(1.4)}{MA(2)}$$

$R^2 = 0.97$, $R^2adj = 0.96$, $DW = 1.76$

От стойностите на коефициентите се вижда ясно, че стоките и услугите в нетърговия сектор имат много слабо влияние (при това положително) върху реалния валутен курс (*PNT*/*PT*)[27]. Също така можем да наблюдаваме как нарастването на производственото равнище в търговия сектор води до по-ниски стойности на реалния обменния курс. Коефициентът пред производителността в нетърговия сектор (+0.20) е значим, въпреки че не притежава

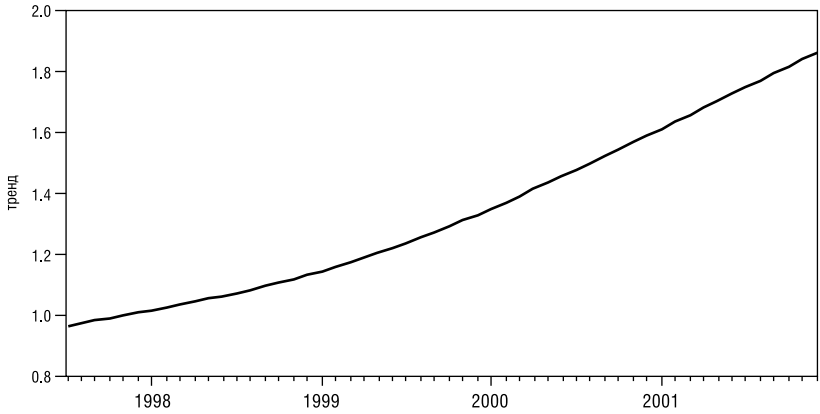
[27] Съотношението *PNT*/*PT* често се интерпретира като вътрешен реален валутен курс, докато външният реален валутен курс се пресмята, като дефлираме номиналния валутен курс с различни ценови индекси в страната или на основните ни търговски партньори.

теоретично обоснован негативен знак (т. е. приема се, че нарастването на производителността в този сектор трябва да доведе до обезценка на лева).

Коефициентът пред производителността на търгуемия сектор не обяснява факта, че нетъргуемият сектор е по-трудоемък. Последното се потвърждава от съотношението на дела на труда в производството съответно между услугите и индустрията ($\frac{\lambda_{NT}}{\lambda_T}$), което е по-високо от 1, т. е. трудовите разходи са повече в нетъргуемия сектор (вж. графика 9). От една страна, това се дължи на големия брой наети в този сектор, както и на конвергирането на заплатите в услугите към заплатите в индустрията. От друга страна, нивото и темповете на растеж на крайното производство в услугите са по-ниски от тези в индустрията.

Графика 9

ДИНАМИКА НА ИНДЕКСА НА ОТНОСИТЕЛНИЯ ДЯЛ НА ТРУДА



IV. Изводи и насоки за бъдещи анализи

Не можем да кажем категорично, че традиционното схващане за BS ефекта, или дуалната инфлация, е в сила след въвеждането на паричния съвет в България.

Първо, можем да потърсим обяснение за липсата на емпирични доказателства за теоретичните твърдения в наследството от централизираната, планова икономическа система. Тя се характеризира с висока сегментация на трудовия пазар и негъвкавост на реалните заплати, които до известна степен се наблюдават и в изследвания период. Иконометричните статистики показват, че процесът на номинално конвергиране на заплатите се определя от други водещи фактори, различни от производителността на труда.

Второ, вероятно най-същественият аргумент за липсата на иконометрично потвърждаване на BS ефекта намира подкрепа във факта, че голяма част от цените на нетъргуемите стоки и услуги представляват административно регулираните цени, които все още не са напълно либерализирани. В периода на преход някои услуги (образование, здравеопазване и др.) се освобождават, което дава допълнителен тласък на общото ценово равнище. Цените на енергията, централното отопление, водоснабдяването и на други благоустройствени услуги са все още под равнището, покриващо разходите по тях. Към момента на изследването тези цени представляват 1/3 от цените на нетъргуемите стоки и услуги, т. е. 1/3 от тях не са пазарно определени. Рязкото нарастване на контролираните цени е основният компонент в поведението на нетъргуемите цени, както е показано на графика 10.

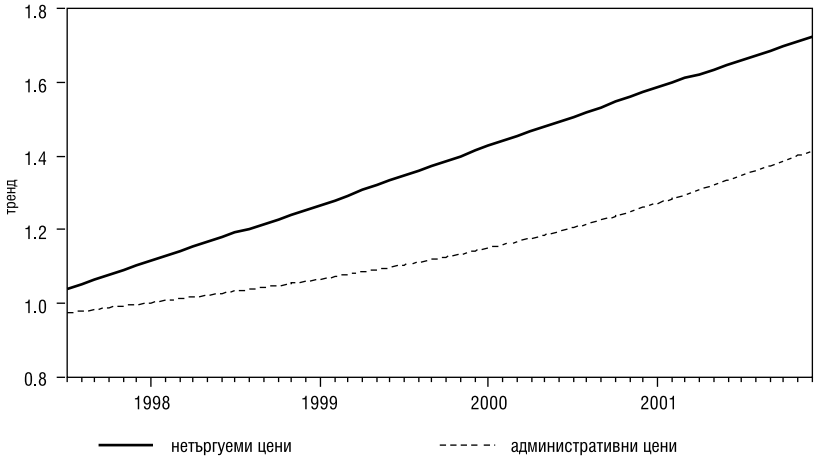
Въпреки това дуалната инфлация, или BS закономерността, съществува, но в смисъл на темпове на растеж или скорост, степен на промяна (динамичен BS ефект). Това е подкрепено и от изходните допускания (динамиката на заплатите и производителността в двата сектора), а също и от директното иконометрично измерване.

Доколкото приемаме резултатите от иконометричните тестове за верни, нашето изследване отхвърля широко възприетото виждане, че присъединяващите се страни изпитват BS ефекта, който причинява реално надценяване на националните им валути.

Графика 10

ДИНАМИКА НА НЕТЪРГУЕМИТЕ И АДМИНИСТРАТИВНИТЕ ЦЕНИ

(VII.1997 г. = 1)



Все пак е много вероятно дуалната инфлация да се прояви в по-дългосрочен план, което се предполага от наличието на необходимите икономически условия, както и от развитието на индикатори, съпровождащи BS ефекта (динамиката на заплатите и производителността в двата сектора). Но влиянието на този ефект върху реалния обменен курс би било слабо поради съществуването на фактори, като негъвкавостта на реалните заплати (положителна характеристика за развитието на икономика с фиксиран валутен курс), незавършената либерализация на цените и др. Българската народна банка отчита умерено реално надценяване[28] на лева, което, изглежда, се движи в някакви граници (вж. графика 11).

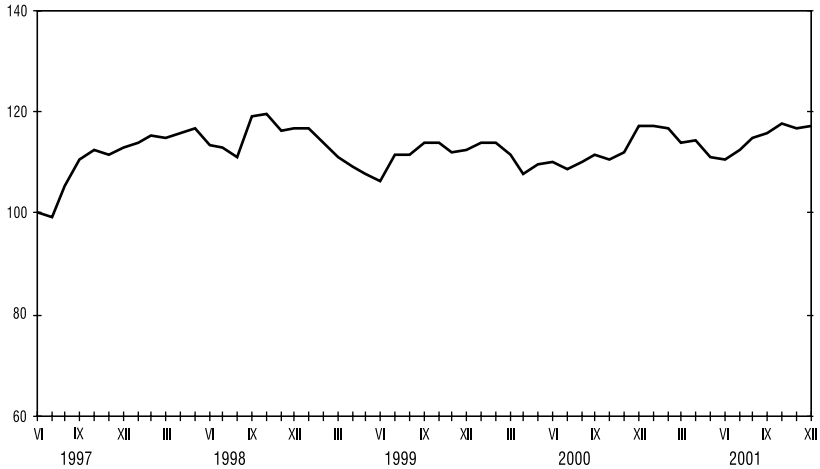
В действителност българските парични власти нямат много възможности за действие, с което да облекчат ефекта от реалното надценяване на обменния курс. Като вземем под внимание неблагоприятните последствия върху очакванията и икономическото поведение при евентуална смяна на паричния режим, потен-

[28] Индексът на реалния ефективен валутен курс е изчислен спрямо кошница от три валути с най-големи тегла в стокооборота: USD – 57.24%, DEM – 41.98%, CHF – 0.71%. За дефлатор на номиналните валутни курсове е използван индексът на потребителските цени.

циала да се реагира на промяна в обменния курс и съществуването на негъвкави заплати и цени, България няма друг избор, освен да поддържа стабилния номинален обменен курс при малко по-висока инфлация.

Графика 11

ИНДЕКС НА РЕАЛНИЯ ЕФЕКТИВЕН ОБМЕНЕН КУРС



Източник: БНБ.

От страна на реалния сектор трябва да се положат усилия за приключване на приватизацията и ценовата либерализация. Допълнителни мерки, специфични за процеса на догонване, трябва да се предприемат по отношение на определянето на заплатите и постигането на по-гъвкав трудов пазар, на установяването на вътрешни и чуждестранни инвестиции, повишаващи производителността, на изграждането на ефективни кредитни канали и на последно място, но е и по-значение, стимулирането на развитието и прилагането на нови технологии.

Независимо от емпиричното измерване, което не доказва наличието на BS ефекта в България, както и от други анализи, подчертаващи неговата незначителност, трябва да се изработи принципна стратегия, в случай че дуалната инфлация започне да влияе по-силно в бъдеще. *Накрая*, тъй като повечето страни кандидатки (особено страните с паричен съвет) са изправени пред заплахата от реално надценяване на обменния курс, което ще ус-

ложни икономическия им растеж и процеса на конвергенция, възможни са редица промени в Маастрихтските критерии. Един от критериите е в период на една година преди приемането в ЕПС инфлацията във всяка присъединяваща се страна да не надхвърля с повече от 1.5% средната инфлация на трите страни от ЕС с най-нисък инфлационен темп. Някои предложения са направени от *Szapary* (2001), който настоява следните промени да бъдат взети под внимание, независимо от тяхното сложност за реализиране:

1. От чисто икономическа гледна точка, най-доброто решение е допустимото отклонение от инфлацията да се обвърже с размера на темповете на растеж на производителността, като вторите определят степента на BS ефекта. Все пак да се намери стандартно измерване на този ефект, което да се прилага за всички страни кандидатки, за да се определят Маастрихтските критерии, изглежда непостижимо както по чисто икономически и статистически, така и по политически причини.
2. Друго добро решение би било да се групират страните членки и страните – кандидат-членки на ЕС, по ниво на дохода на човек от населението и да се формират различни критерии за ценова конвергенция за всяка от тях. За по-бавно развиващите се страни изискваните нива на инфлация ще бъдат по-високи. Това предложение се оказва дори по-трудно приложимо, защото по този начин ще се наруши принципът за еднакво обективно отношение към всички страни, който е залегнал в основните критерии за присъединяване към еврозоната, и преговорите ще бъдат парализирани.
3. Разумен компромис би бил Маастрихтските критерии да се дефинират спрямо средната норма на инфлация в еврозоната (ХИПЦ), а не по отношение на трите страни с най-ниска инфлация в ЕС.
4. По-радикално решение е да се отменят напълно номиналните критерии за членство, които усложняват процеса на реална конвергенция на страните кандидатки към еврозоната.

Освен това, тъй като дуалната инфлация не може изцяло да детерминира поведението на общата инфлация в страната при

ПС, разумно е да се потърсят и други източници на ценовите нараствания – преди всичко вносната инфлация и такива, които са следствие от временни несъответствия между паричното търсене и предлагане. В тази насока в изследване на *Nenovsky and al.,* 2000, е представен един синтетичен модел, който комбинира и трите посочени причини за инфлацията в България при условията на ПС (вж. приложение 1). Този модел се нуждае от ревизиране и емпирична проверка с последните данни.

Възможно е бъдещите изследвания по темата да бъдат в друга насока, като например BS ефектът да бъде измерен чрез уравнение, отразяващо движението на цените, заплатите и производителността в България и еврозоната. Това изисква обаче определена съпоставимост в дефиниционните методи и структурата на основните използвани променливи.

ПРИЛОЖЕНИЯ

Приложение 1

Структурен модел на инфлацията в условията на паричен съвет

На базата на изложените теоретични постановки след определени опростявания инфлацията в условията на ПС може да бъде апроксимирана със следния структурен модел, който съчетава уравновесяването между цените на търгуемите и нетъргуемите стоки и уравновесяването на паричния пазар (търсене и предлагане на пари)[29]. В този модел се предполага, че докато уравновесяванията между търсенето и предлагането на търгуеми стоки се осъществяват чрез обемите, то уравновесяванията между търсенето и предлагането на нетъргуеми стоки стават чрез цените им, които са функция от търсенето и предлагането на пари.

Общото равнище на цените в България е сума от цените на търгуемите (преди всичко индустрия и селско стопанство) и нетъргуемите стоки (преди всичко услуги), съответно *PT* и *PNT*, с тегла ϕ и $(1 - \phi)$.

$$(3) \quad \ln P_t = \phi \ln PT_t + (1-\phi) \ln PNT_t$$

Ако предположим, че цените на търгуемите стоки в България са функция от цените на търгуемите стоки в чужбина и на валутния курс, то в сила е следната зависимост:

$$(4) \quad \ln PT_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln e_t + \alpha_2 \ln PT_t^{\,f} + \varepsilon,$$

където e е валутният курс на лева в пряка котировка, а PT_t^f е равнището на цените на търгуемите стоки в чуждестранна валута. Уравнение (4) показва, че цените на търгуемите стоки в левове зависят от измененията на валутния курс и измененията на

[29] Този модел може да се разглежда като модел на инфлацията при фиксиран валутен курс, отчитащ различната динамика в цените на търгуемите и нетъргуемите стоки. Автоматичният механизъм на паричния съвет прави уравновесяването на паричния пазар (между желано и действително количество пари) изключително бързо. Това е така, защото паричното предлагане според правилото на ПС е почти изцяло ендогенно (зададено външно за ЦБ). Ако се предположи, че паричният пазар е постоянно в равновесие, то тогава горният модел се свежда до традиционните интерпретации на инфлацията, известни още като ефект *Balassa – Samuelson*.

цените на търгуемите стоки в чуждестранна валута[30].

Цените на нетъргуемите стоки са детерминирани от търсенето и предлагането им на българския пазар. Ако предположим, че цените на тези стоки са функция от динамиката на паричния пазар (отклонението на желаното реално количество пари в края на периода m_t^d от фактическото реално количество пари в началото на периода m_{t-1}), то:

$$(5) \quad \ln PNT_t - \ln PNT_{t-1} = \gamma(\ln m_{t-1} - \ln m_t^d) + u_t ,$$

m е равно на M/P, където M е избран паричен агрегат, P е общото равнище на цените, а γ е скоростта на уравновесяване ($0< \gamma <1$). След преминаването към първи разлики на уравнения (3) и (4) получаваме:

$$(6) \quad \ln(P_t / P_{t-1}) = \phi \ln(PT_t / PT_{t-1}) + (1-\phi)\ln(PNT_t / PNT_{t-1})$$

$$(7) \quad \ln(PT_t / PT_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(e_t / e_{t-1}) + \alpha_2 \ln(PT_t^f / PT_{t-1}^f) + \varepsilon_t$$

След заместване на (5) и (7) в (6) стигаме до следното уравнение, описващо динамиката на инфлацията:

$$(8) \quad \begin{aligned} &\ln(P_t / P_{t-1}) = \phi\left[\alpha_0 + \alpha_1 \ln(e_t / e_{t-1}) + \alpha_2 \ln(PT_t^f / PT_{t-1}^f) + \varepsilon_t\right] + \\ &(1-\phi)\gamma(\ln m_{t-1} - \ln m_t^d) + (1-\phi)u_t \end{aligned}$$

От предишни изследвания за търсенето на пари в България знаем, че най-подходящата апроксимация за търсенето на реални парични запаси е следната:

$$(9) \quad \ln m_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t - \beta_2 \ln r_t - \beta_3 \ln(e_t / e_{t-1}) + \xi_t ,$$

където m са парите в обращение (в реално изражение), y са общите реални разходи на домакинствата (могат да бъдат взети паричните реални разходи на домакинствата или реалните работни заплати[31]), r е номиналният лихвен процент, а $\ln(et/et-1)$

[30] Ако предположим, че паритетът на покупателната способност върху търгуемите стоки е в сила (т. е. цените на търгуемите стоки са зададени автоматично екзогенно за България), то функция (4) придобива вида:

(4') $\ln PT_t = \ln e_t + \ln PT_t^f$

[31] В случая заплатите влизат в уравнението на инфлацията от страна на търсенето на пари като апроксиматор на трансакционното търсене. В действителност заплатите формират цените и чрез разходите. Цените в този случай са положи-

е обезценката на лева (еврото) по отношение на долара[32].

Иконометричната форма на функцията за измерване на инфлацията (от уравнение (6)) е:

$$\begin{aligned} &\ln(P_t / P_{t-1}) = c_0 + c_1 \ln(e_t / e_{t-1}) + c_2 \ln(PT_t^f / PT_{t-1}^f)] \\ &+ c_3(\ln m_{t-1} - \ln m_t^d) + \vartheta_t , \end{aligned} \tag{10}$$

където $(\ln m_{t-1} - \ln m_t^d)$ е разликата между паричното предлагане в момента *t*–1 и оценените стойности на паричното търсене на пари в момента *t* от уравнение (9). Според теоретичните постановки очакваните знаци на коефициентите в уравнение 10) са следните:

$$c_1 + c_2 \gtreqless 1$$

$$c_3 > 0$$

Интерпретацията на сумата на двата коефициента (c_1+c_2) се основава на допускането, че LOOP за търгуемите стоки е в сила. В случая, когато c_1+c_2 =1, имаме пълен ефект на вносната инфлация, който се дължи на валутния курс. Или промяна в цените на търгуемите стоки, изразени в чуждестранна валута, и ефектът от промяна на валутния курс изцяло ще се транспонират или прехвърлят върху цените на търгуемите стоки, деноминирани в местна валута.

В случая, когато c_1+c_2 < 1, имаме непълен ефект на вносна инфлация, а когато c_1+c_2 > 1, ефектът е много по-голям върху търгуемите стоки в местна валута. Надхвърлянето на ефекта в случая, когато c_1+c_2 > 1, може да се обясни и с факта, че в малка и значително отворена икономика цените силно зависят от промяната във валутния курс.

телно свързани със заплатите и отрицателно свързани с производителността. Различията в динамиката на производителност и заплати в търгуемия и нетъргуемия сектор лежи в основата на модела на *Balassa*.

[32] Във функцията на търсене на пари на мястото на обезценката на лева към долара може да се включи инфлация. Окончателната форма на функцията на инфлацията в България е:

$$\begin{aligned} &\ln(P_t / P_{t-1}) = \phi\alpha_0 - (1-\phi)\gamma\beta_0 + [\phi\alpha_1 + (1-\phi)\gamma\beta_3]\ln(e_t / e_{t-1}) + \\ &+ \phi\alpha_2 \ln(PT_t^f / PT_{t-1}^f) + (1-\phi)\gamma \ln m_{t-1} - (1-\phi)\gamma\beta_1 \ln y_t + (1-\phi)\gamma\beta_2 \ln r_t \\ &+ \phi\varepsilon_t - (1-\phi)\gamma\xi_t + (1-\phi)u_t \end{aligned} \tag{10'}$$

Приложение 2

Групиране на икономическите дейности в две основни групи за пресмятане на средната работна заплата и общия брой заети в търгуемия и нетъргуемия сектор

Търгуеми	Нетъргуеми
Добив на въглища, нефт и газ	Търговия и ремонт
Добив на руди	Хотели и обществено хранене
Добив на други суровини	Транспорт
Храни, напитки и тютюневи изделия	Съобщения
Текстил и трикотаж	Финанси, кредит, застраховки
Шивашки изделия	Операции с недвижимо имущество
Кожи, кожени изделия и обувки	Научни изследвания
Изделия от дърво	Бизнес услуги
Хартия, издателски и полиграфически изделия	Държавно управление
Кокс, нефт и ядрено гориво	Образование
Химични продукти и влакна	Здравеопазване
Каучукови и пластмасови изделия	Ветеринарнолечебна дейност
Изделия от неметални минерални суровини	Дейност на неправителствени организации
Черни и цветни метали	Комунални и битови услуги
Отливки, метални изделия и машини	Културни и информационни дейности
Електротехнически машини, оборудване и прецизна техника	Развлекателна и спортна дейност
Транспортни средства	
Други изделия	
Електроенергия, газ и вода	
Строителство	

Приложение 3

Индекс на негъвкавост на заплатите[33]

Дилемата „безработица – девалвация“ поставя на дневен ред въпроса за доверието в паричните власти. Това изходящо теоретично допускане служи като база за моделиране на евентуална спекулативна атака срещу паричния съвет (*Rivera-Batiz and Sy,* 2000). Тъй като гъвкавостта на реалните заплати е главно условие за абсорбиране на шокове в икономиката при статична централна банка, построяването на т. нар. индекс на гъвкавост на реалната заплата е съществен елемент в анализа на трудовия пазар.

Основният структурен модел за измерване на гъвкавостта е предложен от *Layard and al.* (1999) и представлява система от уравнения, описващи заплатите и цените:

(11) $w - p = -c\,(u - hu_{-1}) + z^w$

(12) $z^w = e^s + e^w,$

където w, p, u са логаритми съответно на номиналните заплати, индекса на цените и безработицата, u_{-1} е логаритъм на безработицата с един лаг, c и h са параметри за оценка, а z^w отразява шоковете върху номиналните заплати (където e^s е технологичният шок, а e^w – шокът от страна на предлагането на труд); h отчита инерцията в безработицата, нейния хистерезисен ефект, а c показва еластичността на реалните заплати към промяна в безработицата. Индексът на негъвкавост се получава, като заместим c и h в следната формула:

(13) $RWR = (c(1-h))^{-1} = \dfrac{1}{c(1-h)}$

Някои от слабостите на модела на *Layard* (структурния модел) са преодолени от *Viñals and Jimeno* (1998), които получават стойностите в скобите чрез оценка на два варианта на *BVAR* модела, свързващи динамиката на реалната заплата с нивото на безработица и темпа на промяна на безработицата. Тези модели показват взаимната реакция на шоковете и декомпозицията на вариацията на реалните заплати и безработицата, като средният лаг на реакция на безработицата е $\dfrac{h}{1-h}$.

[33] Вж. *Nenovsky and Koleva*, 2001.

Следващите две таблици показват сравнителни резултати за индекса на негъвкавост на реалните заплати в България (преди и след въвеждането на ПС) и в някои развити страни, а също така и по сектори само за България, като индексът е изчислен на базата на модел, който свързва динамиката на реалните заплати и нормата на заетост след въвеждането на ПС. Заключението, което може да се направи при тази информация, е в подкрепа на хипотезата, че безработицата е преди всичко структурно явление на прехода и либерализирането на трудовия пазар е единствената алтернатива за икономика с паричен режим, основаващ се на правила.

Таблица 1

НЕГЪВКАВОСТ НА РЕАЛНИТЕ ЗАПЛАТИ (ИНДЕКС) В БЪЛГАРИЯ И НЯКОИ РАЗВИТИ СТРАНИ

Държава	Оценки на структурния модел (уравнения за заплатите и цените)	Оценки от VAR модела (D(W-P),U)	Оценки от VAR модела (D(W-P),DU)
България	Преди ПС • ∝ След ПС – 6.76	Преди ПС • ∝ След ПС – 17.77	Преди ПС • ∝ След ПС – 14.30
Белгия	0.25	2.86	1.42
Дания	0.58	3.44	1.10
Франция	0.23	5.13	1.58
Германия	0.63	3.76	1.48
Ирландия	0.27	2.92	1.68
Италия	0.06	4.29	1.00
Холандия	0.25	2.11	1.52
Испания	0.52	4.20	1.94
Англия	0.77	3.43	1.16
Австрия	0.11	4.49	0.85
Финландия	0.29	9.55	1.71
Швеция	0.08	4.92	1.41
ЕС	0.42	4.09	1.39
САЩ	0.25	2.39	0.73
Япония	0.06	2.21	0.89

Таблица 2

НЕГЪВКАВОСТ НА РЕАЛНИТЕ ЗАПЛАТИ В БЪЛГАРИЯ ПО СЕКТОРИ

Сектори с гъвкави заплати	Сектори с негъвкави заплати
Търговия	Тежка промишленост
Хотелиерство и ресторантьорство	Газова и петролна промишленост
Строителство	Здравеопазване
Хартиена и печатна индустрия	Образование
Хранително-вкусова индустрия	Изследвания и научна дейност
Дейност с недвижими имоти	Държавна администрация
Финансово посредничество	
Химическа индустрия	
Селско стопанство (средно гъвкави)	

Източник: за България – *Nenovsky and Koleva*, 2001 (собствени калкулации), за другите страни – *Viñals and Jimeno*, 1998, p. 23.

Литература

АИАП (1997) Месечен конюнктурен обзор № 11.

Aglietta, M., C. Baulant and S. Moatti (2002) *Exchange Rate Regimes, Monetary Policies and Competitiveness in Central Europe*, paper for International Conference Towards Regional Currency Areas, Santiago, Chile, March 26–27.

Aglietta, M., C. Baulant, V. Coudert (1998) Compétitivité et régime de change en Europe Centrale, *CEPII, Document de travail*, N 10, Octobre.

Arrabitel, O., D. Palenzuela and C. Thimann (2001) *Inflation Dynamics in a Panel of Accession Countries: a "New Phillips Curve"* Perspectives, BOFIT Workshop on Transition Economies, Bank of Finland, Helsinki, April 19–20, 2001.

Artus, P. (2001) Que doit faire l'Irlande?, *CDC, Documents de recherche*, 46/EI.

Asea, P. and M. Corden (1994) The Balassa – Samuelson Model: An Overview, *Review of International Economics* No. 2 (October), pp. 244–267.

Backe, P., J. Fidermuc, T. Reininger and F. Schardax (2002) Price Dynamics in Cental and Eastern European EU Accession Countries. *OeNB Working Paper* No. 61.

Bank for International Settlement (2000) *70-th Annual Report*, 1 April 1999 – 31 March 2000, Basel.

Bank of Lithuania (2000) *Price Dynamics in Lithuania: Past Experience and Future Trends*, ECB Workshop on Price Stability in Accession Countries, 30 October 2000, Frankfurt am Main.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1992) Convergence, *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, Issue 2, pp. 223–251.

Bartolini, L. (1995) Purchasing Power Parity Measures of Competitiveness, *Finance & Development*, September Issue.

Bauer, T. (1991) The Macroeconomics of Inflation under Economic Reforms: Enterprises and Their Environment, Managing Inflation in Socialist Economies in Transition, *World Bank Publications*, *EDI Seminar Series*, pp. 107–120.

Bayoumi, T. and P. Mason (1995) Fiscal Flows in the United States and Canada: Lessons for Monetary Union in Europe, *European Economic Review*, 39, pp. 253–274.

Benaroya, F. and D. Janci (1996) La sous-évaluation des monnaies asiatiques, *Economie Internationale*, N 66, pp. 7–42.

Benassy, A. and A. Lahrecher (2000) The Euro as a Monetary Anchor in the CEECs, *Open Economies Review*, No. 11, pp. 303–321.

Berg, A. and E. Borensztein (2000) The Pros and Cons of Full Dollarization, *IMF Working Paper* WP/00/50.

Berthold, N., R. Fehn, E. Thode (1999) Real Wage Rigidities, Accomodative Demand Policies, and the Functioning of EMU, *Wertwirschaftliches Archiv*, Vol. 135, No. 4, pp. 545–571.

Blanchard, O. (1997) *The Economics of Post-communist Transition*, Oxford.

Blanchard, O., S. Commander and F. Coricelli (1995) Unemployment and Restructuring in Eastern Europe, *Unemployment, Restructuring, and the Labor Market in Eastern Europe and Russia*, World Bank Publication, pp. 289–330.

Brada, J. and A. Kutan (2001) The Convergence of Monetary Policy Between Candidate Countries and the European Union, *Economic Systems*, Vol. 25, No. 3, pp. 215–232.

Buiter, M. and C. Grafe (2001) Central Banking and the Choice of Currency Regime in Accession Countries, *Ten Years of Transition in Eastern European Countries*, Special Issue of Revue d'Economie Financiere, pp. 287–319.

Bulgarian National Bank (1997) *Annual Report of the Bulgarian National Bank*.

Busson, F. and P. Villa (1996) L'effet Balassa: un effet robuste et de longue période, *Economie Internationale*, N 66, pp. 43–54.

Calmfors, L. (1998) *Unemployment, Labour-market Reform and Monetary Union*, Center for Economic Studies, University of Munich, WP 173.

Chadha, B., F. Coricelli, K. Krajnyák (1993) Economic Restructuring, Unemployment, and Growth in a Transition Economy, *IMF Staff Papers*, Vol. 40, December, No. 4, pp.744–780.

Cheung, Y. and K. Lai (2000) On Cross-country Differences in the Persistence of Real Exchange Rates, *Journal of International Economics* 50, pp. 375–397.

Commander, S. and F. Coricelli (1991) Levels, Rates, and Sources of Inflation in Socialist Economies: A Dynamic Framework, World Bank Publication, *EDI Seminar Series*, pp. 29–68.

Couder, V. (1999) Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents?, *Economie Internationale*, N 77, 1-er trimestre, pp. 45–65.

Darvas, Z. (2001) Exchange Rate Pass-through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper* No. 10.

De Broeck, M. and T. Slok (2001) Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries, *BOFIT Discussion Paper* No. 7.

De Grauwe, P. (1992) Inflation Convergence During the Transition to EMU, *Economies at Societies*, 26 (9–10), pp. 13–32.

De Grauwe, P. (1995) The Economics of Convergence Towards Monetary Union in Europe, *CERP Discussion Paper* No. 1213.

De Gregorio, J., A. Giovannini and H. Wolf (1994) International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation, *European Economic Review* 38 (6), pp. 1225–1244.

Dobrinsky, R. (2000) Transition Crisis in Bulgaria, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 24, No. 5, pp. 581–602.

Dornbusch, R. (1991) Experiences with Extreme Monetary Instability, Managing Inflation in Socialist Economies in Transition, World Bank Publication, *EDI Seminar Series*, pp.175–196.

Duisenberg, W. (2001) *The ECB and the Accession Process*, speech at the Frankfurt European Banking Congress, 23 November: http://www.ecb.int/key/01/sp011123.htm.

ECOFIN (2000) Exchange Rate Aspects of Enlargement. Report of the Council (Ecofin) to the European Council, 7 November.

European Central Bank (1999) *Monthly Bulletin*, October, pp. 35–44.

European Central Bank (2000) *Monthly Bulletin*, May, pp. 57–74.

Egert, B. (2002) Investigating the Balassa – Samuelson Hypothesis in Transition: Do We Understand What We See?, *BOFIT Discussion Paper* No. 6.

Fisher, S., R. Sahay, and C. Vegh (1998) How Far Is Eastern Europe form Brussels? *IMF Working Paper* 53.

Freeman, R. (1998) War of The Models: Which Labor Market Institutions for 21st Century?, *Labor Economics*, No. 5, pp. 1–24.

Frensch, R. (2001) Some Perspectives on Currency Relations between EMU and Central and East European EU Accession Countries, *Economic Systems*, Vol. 25, No. 3, pp. 175–181.

Goldberg, P. and M. Knetter (1996) Good Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, *NBER Working Paper* 5862.

Halpern, L. and C. Wyplosz (2001) Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa – Samuelson Connection, *UNECE Publications*, March 2001.

Halpern, L. and J. Nemenyi (2002) Fiscal Foundations of Convergence to EU in Pre-accession Transition Countries, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper* No. 2.

Hanke, S. (1999) Reflections on Exchange Rate Regimes, *Cato Journal*, vol. 18, No. 3, pp. 335–344.

Harris, J. R. and M. Todaro (1970) Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis, *American Economic Review*, LX, March, pp. 126–142.

Haskel, J. and H. Wolf (1999) Why Does the 'Law of One Price' Fail? A Case Study, *CEPR Discussion Paper* No. 2187.

Hossain, A. and A. Chowdhury (1998) *Open-economy Macroeconomics for Developing Countries*, Edward Elgar.

International Monetary Fund (2000) *Exchange Rate Regimes in Selected Advanced Transition Economies – Coping with Transition, Capital Inflows, and EU Accession*, SM/00/43, February 24.

Jones, C. (1999) *Théorie de la croissance endogène*, De Bœck Université, Paris.

Kim, S. (1997) Economic Integration and Convergence: US Regions 1840–1987, *NBER Working Paper* 6335.

Koceda, E. and D. Papell (1997) Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis, *International Journal of Finance and Economics* Vol. 2, No. 3, pp. 189–198.

Kocenda, E. (2001) Macroeconomic Convergence in Transition Countries, *Journal of Comparative Economics* Vol. 29, No. 1, p. 1–23.

Kolodko, G. (2000) Globalization and Catching-Up: From Recession to Growth in Transition Economies, *IMF Working Paper* 100.

Komulainen, T. and J. Pirttila (2000) Fiscal Explanations for Inflation: Any Evidence for Transition Countries?, *BOFIT Discussion Papers* No. 11.

Kutan, A. and N. Pautila-Mol (2002), Integration of the Baltic States into the EU and Institutions of Fiscal Convergence, *BOFIT Discussion Paper* No. 1.

Layard, R. and al. (1991) Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market, Oxford.

Nenovsky, N. and V. Yotzov (1997) A Study on Demand for Money in Bulgaria, *BNB Monthly Bulletin* No. 4.

Nenovsky, N., K. Hristov and V. Yotzov (2000) *Inflation under Currency Board (The Case of Bulgaria);* Workshop Paper, ECB Workshop on Price Dynamics, November 2000.

Nenovsky, N. and D. Koleva (2001) Real Wage Rigidity and Monetary Regime Choice, *BNB Discussion Paper* 18.

Nenovsky, N. and K. Hristov (2002) Discretion Under the Currency Board: Empirical Evidence from Bulgaria, *Economic Systems*, 39, pp. 1–18.

Nenovsky, N., K. Hristov and M. Mihaylov (2002). Comparing Institutional and Organizational Design of Currency Boards in Transition Countries, *Eastern European Economics*, January – February Issue, Vol. 40, pp. 6–36.

Olson, M. (2000). *Power and Prosperity. Outgrowing Communist and Capitalist Dictatorships*, New York.

Pelkmans, J., D. Gros and J. Nunez Ferre (2000) Long-run Economic Aspects of the European Union's Eastern Enlargement, Scientific Council for Government Policy, *WRR Working Paper* No. 109.

Perrot, A. (1998) *Les nouvelles théories du marché du travail*, Edition La Découverte, Paris.

Razin, A. and C.W. Yuen (1995) Factor Mobility and Income Growth: Two Convergence Hypotheses, *NBER Working Paper* 5135.

Rivera-Batiz, L. and A. Sy (2000) Currency Boards, Credibility and Macroeconomic Behavior, *IMF Working Paper* 97.

Rogoff, K. (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, pp. 647–668.

Ross, K. (2000) Post-stabilization Inflation Dynamics in Slovenia, *Applied Economics*, No. 32, pp. 135–149.

Saarniit, A., K. Tamla and M. Randveer (2000) *Price Dynamics in Estonia (Main Features of Disinflation and Conversion)*, ECB Workshop on Price Stability in Accession Countries, 30 October 2000, Frankfurt am Main.

Shapiro, C., J. E. Stiglitz (1984) Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, pp. 433–444.

Simon, A. and M. Kovacs (1998 and 2000), Components of the Real Exchange Rate in Hungary, *NBH Working Paper* 1998/3, and subsequent update (mimeo, 2000).

Sinn, H.-W. (1999) EU Enlargement, Migration and Lessons from German Unification, Center for Economic Studies, ifo Institute, *Working Paper Series*, WP 182.

Soltwedel, R., D. Dohse and C. Krieger-Boden (1999) EMU *Challenges European Labour Markets*, IMF, September, WP/99/131.

Szapary, G. (2001) Maastricht & the Choice of the Exchange Rate Regime in Transition Countries during the Run-up to EMU, *ENERPI Working Paper* No. 6/May 2001.

Viñals, J. and J. Jimeno (1998) The Impact of EMU on European Unemployment, *OeNB Working Paper* 34.

Wyplosz, C. (2000) *Do We Know How Low Should Inflation Be*?, ECB Central Banking Conference "Why Price Stability?", November, Frankfurt am Main.

DP/33/2003

Моделиране на инфлацията в България

Калин Христов, Михаил Михайлов

Резюме. Целта на това изследване е да построи модел, обясняващ динамиката на ценовото равнище в България, който да може да се прилага при прогнозирането на инфлацията в кратко- и средносрочен период. Като основа на изследването е използвана рамката на известните в литературата *markup* модели за инфлацията, в които ценовото равнище се представя като сума от разходите за производство и прибавената печалба. Разгледано е влиянието на основните вътрешни и външни фактори, които определят динамиката на ценовото равнигще в България – цените на петрола и вносните неенергийни суровини, валутния курс, разходите за труд и отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП. Посредством оценяване *извън рамките на разглеждания период* са проверени прогностичните качества на построения модел. Въхпреки ограниченията, наложени от сравнително краткия период, получените резултати дават основание да се смята, че моделът може да се използва успешно при генерирането на кратко- и средносрочни прогнози за инфлацията.

Abstract. This paper is aimed at developing a model for price level in Bulgaria in order to explain its dynamics and provide a tool for producing short- and medium-term inflation forecasts. As framework of the study we use a markup model of inflation, which expresses price level as a markup over unit costs. We consider the relative importance of main domestic and external factors determining price level dynamics in Bulgaria oil and import nonenergy commodities prices, exchange rate, unit labor costs, and the output gap. Through out-of-sample estimations we examine forecasting properties of the model. Though risks stemming from the short sample period should be borne in mind, results imply that the model could be successful in producing short- and medium-term inflation forecasts..

Съдържание

1. Въведение .....

2. Обща рамка на модела .....

3. Данните .....

4. Тестове за единичен корен, екзогенност и коинтеграция ....

5. Резултати .....

6. Изводи .....

Литература .....

Калин Христов е съветник в управление „Емисионно“ на БНБ; e-mail: hristov.k@bnbank.org; тел. 9145 1814.

Михаил Михайлов е икономист в отдел „Монетарни и финансови изследвания“ на БНБ; e-mail: mihaylov.m@bnbank.org; тел. 9145 1294.

Статията е представена на работна среща в Bank of England на тема „Forecasting in a Central Bank“, 2–6 June 2003. Благодарим за коментарите и бележките на участниците в тази работна среща, както и на Г. Ангелов, И. Георгиев и Г. Ганев. Грешките и пропуските в този материал са изцяло отговорност на авторите. Изказаните мнения са на авторите и не представляват официалната позиция на БНБ.

1. Въведение

Едно от основните предизвикателства за страните в преход към пазарна икономика е изборът на стратегия за парична политика, която да позволи с относително ниски разходи да се овладее инфлацията и впоследствие да се поддържа на ниски и стабилни равнища. Преходните икономики следват два основни подхода към избора на стратегия на парична политика: изграждане на независима централна банка със самостоятелна парична политика или въвеждане на фиксиран валутен курс (в т. ч. паричен съвет). В България овладяването на инфлацията беше постигнато едва след въвеждането на режим на паричен съвет.

Неотменимото фиксиране на валутния курс изключва възможността за провеждане на независима парична политика и води до формиране на асиметричен монетарен съюз между страната с паричен съвет и страната, чиято валута се използва като резервна. Асиметричността на този монетарен съюз се изразява във факта, че двете страни имат обща парична политика, решенията за която се вземат само от страната (страните), чиято валута се използва за резервна.[1] Тъй като в средносрочен и дългосрочен план темповете на инфлация се определят изключително от паричната политика, съществуването на обща парична политика предполага и относително еднакви темпове на инфлация в тези времеви хоризонти.

Паричните съвети, въведени през деветдесетте години, запазват някои инструменти на парична политика, характерни за класическите централни банки (*Nenovsky* and *Hristov*, 2002). В случая на българския паричен съвет централната банка запазва правото си да определя нивото на задължителните минимални резерви, както и да изпълнява ролята на кредитор от последна инстанция при настъпване на криза в банковата система. Тези особености на бъл-

[1] Асиметричността се изразява и във факта, че търговските банки в страната с паричен съвет нямат достъп до рефинансиране от централната банка, провеждаща общата парична политика. Тази особеност се отразява на трансмисионния механизъм на общата парична политика, като силата на ефекта в голяма степен се определя от структурата на банковата система в страната с паричен съвет. Колкото по-интегрирана е националната банкова система на страната с паричен съвет във финансовата система на монетарния съюз, толкова този ефект е по-малък. Обикновено банковите системи на страните с паричен съвет са доминирани от чуждестранни банки, които имат достъп до рефинасиране от централата банка, провеждаща общата монетарна политика.

гарския паричен съвет дават възможност за кратки периоди монетарните условия[2] в страната да се отклоняват от тези в еврозоната въпреки общата парична политика. Като пример може да се посочи решението на Българската народна банка да намали задължителните минимални резерви през юли 2000 г. от 11% на 8% в период, когато Европейската централна банка водеше последователна политика на увеличаване на лихвените проценти.[3] Периодите на отклонение на монетарните условия в страната от тези в еврозоната обаче не биха могли да бъдат продължителни поради вградения механизъм на автоматизъм в действието на паричния съвет. Скоростта на неутрализиране на тези различия се определя от степента на интегрираност на националната финансова система във финансовата система на страната (зоната), чиято валута се използва за резервна. В описания по-горе случай българските банки чрез преструктуриране на портфейлите си (увеличаване на външните активи) в рамките на месец неутрализираха различията между монетарните условия в България и еврозоната.

От казаното по-горе е видно, че при сегашния монетарен режим в България не съществуват условия за дългосрочно отклонение на монетарните условия в икономиката от тези в еврозоната[4]. С други думи в средносрочен и дългосрочен план темповете на инфлация се определят в много голяма степен от готовността за поддържане на съществуващия режим на паричен съвет и от провежданата от ЕЦБ парична политика. Това обаче не изключва вероятността да възникне инфлационен диференциал в рамките на този съюз. Паричният съвет предотвратява възможността за големи различия в темповете, с които нараства паричното предлагане, но това би гарантирало един и същи темп на инфлация само ако се допусне, че инфлацията е чисто монетарен фено-

[2] Монетарните условия в икономиката представяме с нивото на номиналните лихвени проценти и темповете на нарастване на паричното предлагане. За икономическата активност значение имат реалните лихвени проценти, а не номиналните. Тъй като реалната лихва не се контролира директно от централната банка, инструментът на паричната ѝ политика са краткосрочните номинални лихвени проценти. Моделите за малка отворена икономика включват в монетарните условия и отклонението на валутния курс от равновесното му равнище.

[3] За периода от ноември 1999 г. до октомври 2000 г. Европейската централна банка увеличи лихвените проценти с 225 базисни пункта.

[4] Разбира се, в краткосрочен план са възможни диспропорции между търсенето и предлагането на пари, например поради шок върху търсенето на пари. В този случай икономическите агенти настройват своите реални парични запаси към желаните от тях нива след определен период от време (лаг).

мен. Въпреки наличието на обща монетарна политика (бихме могли да кажем и на обща валута, тъй като необратимото фиксиране на валутния курс премахва валутния риск[5]) се запазват редица микроикономически и структурни различия. Сред тях са различията в степента на стопанско развитие, икономическата и отрасловата структура, темповете на растеж, структурата на управление и собствеността на фирмите, правителствената политика по отношение на данъците, митата и разходите, особеностите и гъвкавостта на стоковия и трудовия пазар.

Различията в степента на развитие между отделните страни и региони формират различни структури на разходите, основно на разходите за производство на нетъргуеми стоки и услуги (транспортни разходи на местно ниво, предлагане на офис пространство, складови бази). Политиката на правителството по отношение на тарифите и косвените данъци също може да бъде причина за различия в цените на идентични стоки в отделните страни и региони. Наред с това правителствената политика на контрол върху цените и защита на национални отрасли, произвеждащи търгуеми стоки, води до нарушаване на закона за единната цена и формиране на ценови диференциали. Микроикономическата структура в отделните страни и региони определя степента на монополизация в отделните отрасли, сегментацията на различните пазари и нивото на конкурентност в тях, които от своя страна определят различни норми на надбавка (*markup*) в отделните страни. Тези реални фактори оказват влияние върху относителните цени в страните в асиметричен монетарен съюз и могат да генерират продължителни инфлационни диференциали.

Акцентът на това изследване не е поставен върху идентифицирането и обяснението на продължителните инфлационни диференциали между две страни с обща монетарна политика. Целта на статията е да се построи иконометричен модел, обясняващ темповете на инфлация в краткосрочен и средносрочен план, който да служи като основа при генерирането на прогнози за инфлацията. За тази цел използваме рамката на т. нар. модели на надбавка за печалба (*markup models*), които се прилагат широко

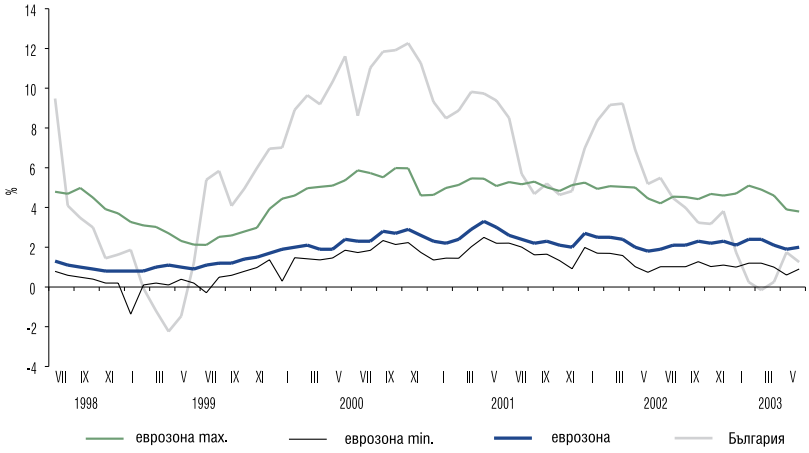
[5] Аргументът, че фиксирането на валутния курс с въвеждане на паричен съвет премахва валутния риск, може да бъде поставен под съмнение, тъй като нивото на фиксиране може да бъде променено от парламента на страната. При формирането на монетарен съюз валутните курсове са неотменимо фиксирани. За дискусия по тази тема вж. *Berg* and *Borensztein* (2000).

при моделирането на инфлационната динамика в краткосрочен и средносрочен времеви хоризонт.

Важността на икономическите прогнози за централната банка се определя в много голяма степен от стратегията на парична политика. Централните банки, следващи стратегия на инфлационно таргетиране, отделят специално внимание на прогнозирането на инфлацията и нивото на икономическа активност. Гъвкавото инфлационно таргетиране цели ограничаване на колебливостта на инфлацията около едно ниско равнище (в общоприетия за развитите страни случай – между 0% и 3%), като същевременно се отчита колебливостта на реалния БВП около потенциалното му равнище.[6]

Графика 1

ТЕМП НА ИНФЛАЦИЯТА В БЪЛГАРИЯ И ЕВРОЗОНАТА



Източник: НСИ, Евростат.

Както е известно, паричната политика влияе на икономиката с определено закъснение (лагове). По тази причина текущият темп на инфлация и нивото на икономическа активност в много голяма степен са определени от решенията на домакинствата и фирмите, взети в предходните периоди. С други думи текущите действия на паричните власти влияят на бъдещите темпове на инфлация и на

[6] Вж. *Svensson* (2002) за подробно представяне на принципите, на които е основано гъвкавото инфлационно таргетиране.

отклонението на реалния доход от потенциалното му равнище. Нещо повече, това влияние се осъществява със значителни лагове, като общият ефект се разпределя в рамките на няколко тримесечия. Тази особеност определя важността на изграждането на прогноза за развитието на таргетираната променлива. На практика централните банки, следващи стратегия на инфлационно таргетиране, използват прогнозата за таргетираната от тях променлива като междинна цел на паричната си политика.

Централните банки с парична политика, основана на фиксиран валутен курс (в т. ч. и паричен съвет), не влияят върху лихвените проценти и темпа на инфлация в икономиката. С други думи централната банка не се ангажира да постигне определен темп на инфлация, тъй като няма контрол върху тази променлива. В този случай генерираната прогноза за темпа на инфлация в средносрочен план не изпълнява ролята на междинна цел на паричната политика. Прогнозираният темп на инфлация отразява единствено виждането на централната банка (официалната позиция или позицията на персонала, който е отговорен за изготвянето на прогнозите)[7] за структурата на икономиката и за основните инфлационни фактори.

Формулирането на модел за прогнозиране на инфлацията може да спомогне за по-доброто идентифициране и разбиране на факторите, които детерминират инфлационния диференциал между България и еврозоната. В допълнение този модел позволява да бъдат симулирани различни вътрешни и външни шокове и да се оценява тяхното влияние върху икономиката на страната. Графика 1 представя темповете на инфлация в България и еврозоната,[8] както и най-високата и най-ниската инфлация в страна – член на ИПС, в периода след въвеждането на паричния съвет. Динамиката ясно показва, че степента на реакция на инфлацията в България по отношение на общи външни шокове е много по-различна от тази в еврозоната. Обезценяването на еврото (лева) спрямо щатския долар и повишението на цените на петрола в пе-

[7] В различните централни банки по различен начин е решен въпросът за това, чие мнение изразяват прогнозите, генерираните от икономическите модели на централната банка. В ECB и Federal Reserve System прогнозите отразяват виждания на персонала в банката, зает с моделирането. В Bank of England, Reserve Bank of New Zealand и Riksbank структурата на модела, както и генерираните прогнози отразяват виждането на тези, които са отговорни за провеждането на паричната политика.

[8] Данните за инфлацията в еврозоната преди януари 1999 г. са синтетични.

риода 1999 г. – 2000 г. водят до различна степен на нарастване на потребителските цени в България и еврозоната.

Наличието на модел за прогнозиране на инфлацията позволява на централната банка да предложи на домакинствата, фирмите и правителството независима оценка за състоянието на икономиката и развитието на проинфлационните фактори в нея. Тази информация подпомага икономическите агенти при формирането на техните инвестиционни и потребителски решения.

Статията е структурирана, както следва. Във втората част представяме общата рамка на модела за надбавка за печалба, който използваме при моделирането на инфлацията в България. Част трета описва използваните данни, обяснява начина на конструиране на сериите и коментира основните им характеристики. Четвъртата част съдържа резултатите от проведените тестове за единичен корен и модела на коинтеграция между равнището на цените, номиналната единична цена на труда и цените на вноса. Част пета представя в синтезиран вид получените резултати и коментира прогнозните възможности и характеристики на построения модел. В последната част излагаме основните изводи от настоящата разработка и очертаваме някои насоки за последваща работа.

2. Обща рамка на модела

Съществува широк набор от теории за кръга от факторите, които определят темповете на инфлация в една икономика. Изборът на предпочитана теория за обяснение на инфлационната динамика определя и подхода за моделиране на инфлацията. Изхождайки от факта, че България е малка, силно отворена икономика без самостоятелна парична политика, изследването на инфлацията може да се извърши с помощта на т. нар. модел с надбавка за печалба (*markup model*). Тези модели се използват широко при моделирането на инфлационната динамика в краткосрочен и средносрочен план.[9] Най-общо в тях ценовото равнище се представя като сума на разходите за производство и доставка на стоките и прибавената от производителите надбавка за печалба в цената. Макар и сравнително опростен, моделът е в състояние да

[9] За моделиране на инфлацията с модел с надбавка за печалба вж. *Duesenberry* (1950), *Richards* and *Stevens* (1987), *Franz* and *Gordon* (1993), *De Brouwer* and *Ericsson* (1998) и *Beechey* et al. (2000).

обхване основните фактори, определящи темповете на инфлация.

Силната отвореност на българската икономика и произтичащото от това съществено въздействие на външните фактори върху динамиката на ценовото равнище обуславят и ключовото място, което тези фактори заемат в модела. Влиянието на външните фактори се свързва основно с динамиката на цените на вносните потребителски стоки и на цените на енергоносителите, измененията в които бързо намират отражение в равнището на потребителските цени в страната. Наред с това моделът отчита влиянието и на вътрешните фактори за инфлацията посредством включването на променлива за разходите за труд за единица продукция.

В най-общия вид на модела, дефиниран от *De Brouwer* and *Ericsson* (1998), равнището на потребителските цени се представя като функция на общите разходи за единица продукция, които от своя страна включват разходите за труд, цените на вносните потребителски стоки и цената на петрола. При допускане за линейна хомогенност дългосрочната връзка между равнището на потребителските цени и неговите детерминанти има следния вид:[10]

$$P = \mu\,(ULC^{\lambda})\,(IP^{\delta})(OP^{\beta}), \qquad (1)$$

където:

P е равнището на цените, измерено с индекса на потребителските цени;

ULC е индексът на номиналните разходи за труд за единица продукция (*Unit Labor Cost*);

IP е индексът на цените на вносните неенергийни стоки, изразени в национална валута;

OP е индексът на цената на петрола, изразена в национална валута;

λ е еластичността на потребителските цени по отношение на номиналните единични разходи за труд;

[10] Номиналните единични разходи за капитал също могат да бъдат прибавени към детерминантите на ценовото равнище, но поради липса на необходимите данни за тяхното изчисление тази променлива не е включена в уравнението за ценовото равнище. *De Brouwer* and *Ericsson* (1998) построяват модел на надбавката за инфлацията в Австралия, като включват номиналните единични разходи за капитал. Резултатите показват, че номиналните единични разходи за капитал не оказват влияние върху ценовото равнище нито в краткосрочен, нито в дългосрочен план.

δ е еластичността на потребителските цени по отношение на цените на вноса;

β е еластичността на потребителските цени по отношение на цените на петрола;

$1 - \mu$ изразява надбавката над разходите на фирмите.

Както разходите, така и надбавката не са константни и се колебаят в зависимост от фазата на бизнес цикъла. В теоретичната и емпиричната литература няма единна интерпретация за връзката между инфлацията и надбавката над разходите на фирмите. Според една от интерпретациите (*Benabou*, 1992) в икономика, в която цената се задава екзогенно за фирмите, високата инфлация води до по-висока конкуренция и до по-ниски нива на надбавката над разходите. Алтернативното виждане поставя акцент върху трудностите, които фирмите срещат при ценообразуването в условия на висока инфация (*Banerjee* et al., 2001). В този случай ниското ниво на надбавката при високи темпове на инфлация се интерпретира като разход, който фирмите трябва да понесат, за да преодолеят несигурността, породена от инфлацията.

За целите на моделирането на ценовото равнище изразяваме уравнение (1) в логаритмична форма:

$$(2) \quad p = \ln(\mu) + \lambda \cdot ulc + \delta \cdot ip + \beta \cdot op,$$

където малките букви изразяват логаритъм на описаните по-горе променливи. Логаритмичната форма на уравнение (2) по-нататък се използва при построяването и оценяването на коинтеграционен модел с корекция на грешката.

Направеното допускане за линейна хомогенност предполага, че трите еластичности се сумират до единица:

$$(3) \quad \lambda + \delta + \beta = 1$$

При наличието на това допускане уравнение (2) може да се запише като:

$$(4) \quad O = \ln(\mu) + \lambda\,(ulc - p) + \delta\,(ip - p) + \beta\,(op - p),$$

което дава връзката между реалните разходи за труд и реалните цени на вноса и на петрола. Това представяне е много удобно от гледна точка на анализа на влиянието на цената на труда, на вно-

са и на петрола върху общото равнище на цените и динамиката на инфлацията.

Поради ограниченията в данните, с които разполагаме за България, преобразуваме описания в уравнение (1) общ модел на равнището на цените. Липсата на индекс за цените на вноса на неенергийни стоки преодоляваме чрез замяната му с индекс на цените на неенергийни суровини (за подробно описание на данните вж. следващата част на статията). При тази замяна се губи влиянието, което оказват върху ценовото равнище цените на вносните потребителски стоки, тъй като те са включени в индекса на цените на неенергийните стоки, но не присъстват в индекса на цените на неенергийните суровини. При тази трансформация може да се загуби съществено количество информация, което да влоши обяснителната сила и прогностичните способности на модела.

Високата степен на валутна субституция, наследена от периода преди въвеждането на паричния съвет, определя силното влияние на валутния курс *лев/щатски долар* върху динамиката на потребителските цени. За да отчетем влиянието на валутния курс експлицитно, изразяваме индекса на цените на петрола и индекса на цените на неенергийните суровини в щатски долари, като включваме индекса на валутния курс като отделна променлива. Вследствие на тези трансформации уравнение (1) придобива следния вид:

$$(5) \quad P = \mu(ULC^{\lambda})\left[(CP * ER)^{\delta}\right]\left[(OP * ER)^{\beta}\right],$$

където:

OP е индексът на цената на петрола, изразена в щатски долари;

CP е индексът на цените на вносните неенергийни суровини, изразени в щатски долари;

ER е индексът на валутния курс *лев/щатски долар*.

Останалите променливи в уравнение (5) са същите като описаните в общия модел в уравнение (1).

За целите на моделирането на ценовото равнище трансформираме уравнение (5) и го изразяваме в логаритмична форма:

$$(6) \quad p = \ln(\mu) + \lambda \cdot ulc + \delta \cdot cp + \beta \cdot op + \theta \cdot er,$$

където θ е еластичността на потребителските цени по отношение на валутния курс *лев/щатски долар*.

В трансформирания модел не допускаме линейна хомогенност, което отменя ограничението еластичностите да се сумират до единица.

Преди да преминем към описание на използваните от нас данни и коинтеграционни уравнения, трябва да направим някои допълнителни уточнения относно представения по-горе модел за инфлацията.

Въпреки че подобни модели обикновено използват индекс на цените, изчистен от влиянието на шокове извън контрола на централната банка, в това изследване моделираме индекса на потребителските цени, без да е коригиран за промени в контролираните цени, косвените данъци и влиянието на най-волатилните цени. Това, разбира се, може да окаже влияние върху качеството на построения модел, тъй като силно агрегираният му вид не позволява да се оцени влиянието на идиосинкратичните шокове.

Както беше посочено по-горе, силната отвореност на икономиката и произтичащото от това съществено влияние на външните фактори върху инфлационните процеси определят ключовото място на импортните цени в структурата на модела. Измененията в импортните цени и номиналният ефективен валутен курс се отразяват върху равнището на потребителските цени посредством няколко канала, всеки от които преминава през различни етапи. Един от възможните канали е свързан с цените на вносните потребителски стоки, които са включени в потребителската кошница. Повишение на ценовото равнище може да предизвикат и по-високите цени на вносните суровини или инвестиционни стоки, които увеличават разходите по производството на местните потребителски стоки. Наред с това инфлационният натиск върху потребителските цени може да се формира и по индиректни канали, свързани с инфлационните очаквания, както и с изменения в цените, произтичащи от преориентирането на търсенето при вносните и местните потребителски стоки. Детайлното изучаване на тези въздействия е извън обсега на настоящото изследване. Тук разглеждаме ефектите на външните фактори върху инфлацията в редуцирана форма, без да проследяваме отделните канали на влияние и механизма, посредством който те се осъществяват.

Влияние на външните фактори върху динамиката на ценовото равнище

В литературата за влиянието на външните фактори върху инфлацията се отделя особено внимание на начина, по който движенията във валутния курс се отразяват върху ценовото равнище в страната.

Един от начините, посредством който външните фактори въздействат върху инфлационния процес, е свързан с вноса на потребителски стоки. Това влияние протича в два етапа. Част от реакцията се формира при доставката на вносните потребителски стоки в страната. На този етап (*first stage pass-through*) реакцията към измененията във валутния курс се измерва с еластичността на импортните цени по отношение на валутния курс. Тази реакция е толкова по-силна, колкото по-малка е еластичността на търсенето на вносни стоки или колкото по-голяма е еластичността на предлагането. Оттук следва, че в случая на малка отворена икономика, която не може да влияе върху цените на световните пазари, чуждестранните доставчици не отчитат ефекта на валутния курс върху търсенето и не извършват промяна в цената на изнасяните от тях стоки. По този начин флуктуациите във валутния курс се пренасят изцяло върху цените на вноса. В общия случай обаче съществува възможност реакцията на импортните цени към външните фактори да не бъде пълна. При условие че търсенето е чувствително по отношение на цената, възможно е чуждестранните доставчици да не пренесат изцяло ефекта от евентуалното валутно обезценяване върху цената на изнасяните от тях стоки. Ако те свият своите печалби, за да задържат постоянна цената, изразена във валутата на страната вносител, измененията във валутния курс ще се пренесат само частично върху импортните цени. Еластичността на търсенето и предлагането обаче са само част от факторите, определящи реакцията на цените към измененията във валутния курс. Засиленото вътрешно търсене е предпоставка за силна реакция на импортните цени към промените във валутния курс. Обратно, при слабо вътрешно търсене съществува възможност измененията във валутния курс да се пренесат само частично върху импортните цени.

Втората фаза, през която преминава реакцията на потребителските цени към валутния курс (*second stage pass-through*), е свързана с пренасянето на измененията на импортните цени на вносните потребителски стоки върху техните крайни цени. Тази реакция се измерва с еластичността на крайните потребителски цени на внос-

ните стоки по отношение на цените на същите стоки при доставката им в страната. Тъй като крайната цена на потребителските стоки зависи от направените разходи и заложената надбавка за печалба, реакцията към промените във валутния курс в тази фаза зависи от ценовата политика на местните дистрибутори. Ценовото равнище няма да реагира на евентуалното обезценяване на националната валута, ако те поемат по-високите импортни цени за сметка на своите печалби и задържат непроменени цените в национална валута. Реакцията на дистрибуторите в страната зависи от редица фактори, повечето от които могат да бъдат идентифицирани на микроикономическо ниво. От съществено значение за степента и скоростта, с която промените в импортните цени се пренасят върху крайните цени на вносните потребителски стоки, са структурата на конкретния пазар и силата на конкурентния натиск. Ако фирмите се стремят да запазят пазарния си дял, възможно е да не направят незабавна промяна в цените, а временно да поемат външните шокове, свивайки своите печалби. Скоростта на тяхната реакция зависи и от това, дали промяната се възприема като временна или като постоянна, както и от разходите, свързани с въвеждането на нови цени.

Влиянието на цените на вноса върху общото равнище на потребителските цени обаче не се свежда единствено до прякото им въздействие върху цените на вносните потребителски стоки. Шоковете, свързани с импортните цени, могат да засегнат не само вносните, но и потребителските стоки, произвеждани в страната. Това индиректно влияние на импортните цени върху ценовото равнище (*second round pass-through*) може да се реализира например посредством инфлационните очаквания. Евентуалното поскъпване на вноса може да засили инфлационните очаквания, а оттам – да генерира и допълнителен инфлационен натиск, ако очакванията за по-висока инфлация залегнат в основата на по-високи разходи за заплати. Наред с това увеличението в цените на вносните производствени фактори, предизвикано от конюнктурата на международните пазари или измененията на валутния курс, също оказва влияние върху цените на произвежданите в страната стоки. Накрая, допълнителен инфлационен натиск може да бъде предизвикан и от преориентацията на търсенето от вносни към местни стоки. Ако например вносните стоки поскъпнат в резултат на обезценяване на националната валута, потреблението в страната може да се пренасочи към местните заместители, което да доведе до увеличение на техните цени.

Необходимо е да се отбележат и ограниченията, свързани с изследването на това влияние на макроикономическо ниво. Практически основната част от литературата за влиянието на валутния курс върху цените на вноса и потребителските цени (*exchange rate pass-through*) акцентира върху анализа на отраслово (микроикономическо) ниво. Много малка част от изследванията разглеждат този проблем на макроикономическо ниво.[11] Въпреки че идентифицирането на ефекта върху цените на отделните стокови групи е извън обсега на това изследване, трябва да се има предвид силното влияние на специфичните фактори и произтичащата от него различна реакция на отделните пазари. Освен това при по-съществено изменение в структурата на ценовите индекси е възможно да се наблюдава и промяна в реакцията на общото ценово равнище, дори без да има изменения в начина, по който реагират цените на отделните стокови групи.

Накрая, моделът е много общ, което дава възможност да бъде допълнен с елементи, отразяващи действието и на други фактори върху темповете на инфлация, например ефекта на *Balassa – Samuelson* (BS).[12] От гледна точка на това, че процесът на конвергенция на реалния доход и равнището на цените е дългосрочен феномен, кратките периоди, които разглеждаме, не биха позволили коректното идентифициране на влиянието на BS ефекта върху инфлацията. Освен това преходът към пазарна икономика е свързан с големи промени в структурата на стопанството, което води до големи колебания в производителността на труда.[13] Трудно е да се определи каква част от тези промени имат временен характер и каква част са перманентни, т. е. свързани с BS ефекта.

3. Данните

Тази част от изследването описва използваните данни и разглежда техните основни характеристики и динамика през изследвания период. Сериите са с тримесечна честота и покриват пери-

[11] За изчерпателен преглед на литературата за влиянието на валутния курс върху цените на вноса и потребителските цени вж. *Menon (*1995) и *Goldberg* and *Knetter* (1997).

[12] Вж. *Beechey* at al. (2000) за модел на надбавката, който отчита влиянието на BS ефекта върху равнището на цените и динамиката на инфлацията.

[13] Периодът, който разглеждаме (1998–2002 г.), се характеризира с широкомащабни програми за преструктуриране на реалния сектор, което оказа съществено влияние на производителността в различните сектори на икономиката.

ода от началото на 1997 г. до първото тримесечие на 2003 г. Както вече бе казано, като променлива за ценовото равнище в страната използваме индекса на потребителските цени, публикуван от НСИ. Разбира се, използването на индекс за ценовото равнище, динамиката на който не е изчистена от влиянието на косвените данъци, административно определяните и най-волатилните цени, е свързано с по-голяма грешка на модела.[14]

Влиянието на вътрешните фактори върху динамиката на ценовото равнище е обхванато с включването на индекса на номиналната цена на труда за единица продукция и отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП.

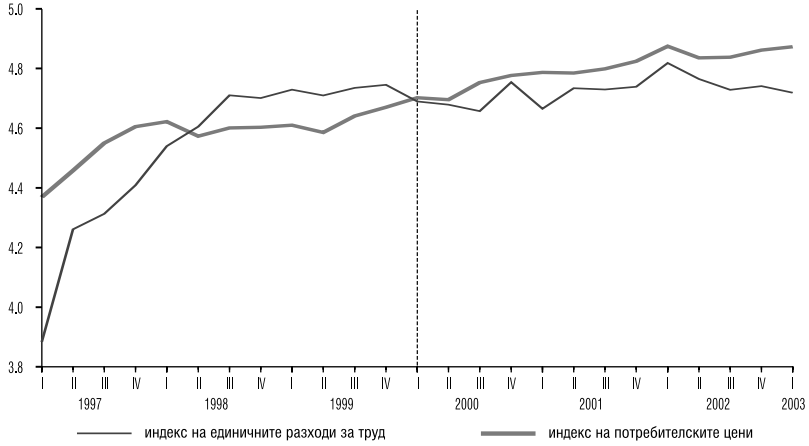
Индексът на номиналната единична цена на труда е изчислен като отношение на компенсацията на наетите (*total labor compensation*) към брутния вътрешен продукт по константни цени.[15] Индексът е сезонно изгладен, а за негова база е взето първото тримесечие на 1998 г. Графика 2 представя логаритмуваните стойности на индекса на потребителските цени и индекса на номиналната единична цена на труда. В рамките на разглеждания период разходите за труд се характеризират с по-големи колебания, като до края на 1999 г. нарастват с по-високи темпове в сравнение с ценовото равнище. На графика 3 са представени годишните темпове на нарастване на номиналната единична цена на труда и годишните темпове на инфлацията. Високите темпове на нарастване на номиналната единична цена на труда през 1998 г. и първата половина на 1999 г. в много голяма степен отразяват ефекта на възстановяване на реалната работа заплата, която вследствие на дълбоката икономическа криза се беше свила с 55% през първото тримесечие на 1997 г.

[14] Предмет на бъдещо изследване ще бъде построяването и моделирането на индекс на потребителските цени, който отчита тези влияния.

[15] Следваме използвания от *Banerjee* and *Russell* (2001) подход за изчисление на номиналната единична цена на труда. *De Brouwer* and *Ericsson* (1998) дефинират номиналната единична цена на труда в неселскостопанския сектор като отношение на сумата на заплатите, разходите за здравно и социално осигуряване и данъците върху социалните придобивки на работниците, намалени със субсидиите за откриване на нови работни места, към реалния БВП, произведен в неселскостопанския сектор на икономиката. Получената стойност се коригира с отношението на изработените часове от заетите в неселскостопанските отрасли към изработените часове от заетите в неселскостопанските отрасли, които получават заплата. За необходимостта от описаната корекция вж. *De Brouwer* and *Ericsson (*1998).

Графика 2

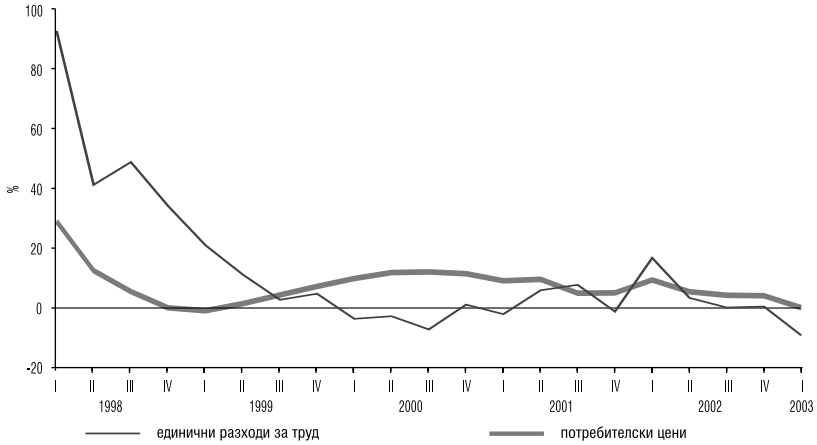
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И НОМИНАЛНА ЕДИНИЧНА ЦЕНА НА ТРУДА (ЛОГАРИТЪМ)



Източник: НСИ.

Графика 3

ТЕМП НА ИНФЛАЦИЯТА И НА НАРАСТВАНЕТО НА НОМИНАЛНАТА ЕДИНИЧНА ЦЕНА НА ТРУДА



Източник: НСИ.

Забавянето на темповете на нарастване на единичната цена на труда през 1999 г. и реализирането на отрицателни темпове през 2000 г. се определят от значителното намаление на броя на заетите през този период вследствие предприетите от правителството структурни промени в икономиката на страната. Броят на заетите през тези две години намаля с 312 хиляди души, което оказа значително влияние върху пазара на труда и темповете на нарастване на работните заплати. В допълнение на това провежданата от правителството рестриктивна политика при формирането на работните заплати в публичния сектор също е ограничител за нарастването на единичната цена на труда.

Втората променлива, която отразява влиянието на вътрешните фактори върху инфлацията, е отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП (*output gap*). При емпиричната оценка на модела използваме това отклонение като апроксиматор на надбавката над разходите на фирмите ($1 \uparrow \mu$).[16] Тъй като потенциалният продукт не е променлива, която се наблюдава директно, отклонението на текущото равнище на реалния доход също не може да се наблюдава директно. Това налага оценка на потенциалния продукт въз основа на данните за динамиката на текущия реален доход. Тази оценка в много голяма степен е условна поради съществуващата несигурност за структурата на икономиката, която влияе върху връзката между потенциалния продукт и наблюдавания текущ продукт, честото ревизиране на данните за БВП и проблемите с несъвършенствата на използваните методологии за оценка.[17]

В това изследване конструираме и използваме две оценки за отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, базирани съответно на оценка на потенциалния доход чрез линеен тренд и чрез *Hodrick – Prescott* (HP) филтър. Всеки от тези два подхода за оценка на потенциалния доход притежава редица слабости, което налага получените резултати за отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище да се разглеждат с известна степен на условност.[18] Двете оценки на откло-

[16] Вж. уравнение (1).

[17] Най-често това е широко дискутираният „*end-point problem*“, който съществува при методологиите за оценка на потенциалния продукт.

[18] За изчерпателен преглед на възможните методи за оценка на потенциалния продукт и техните силни и слаби страни вж. *Claus* et al. (2000), *De Brouwer* (1998) и *Giorno* et al. (1995).

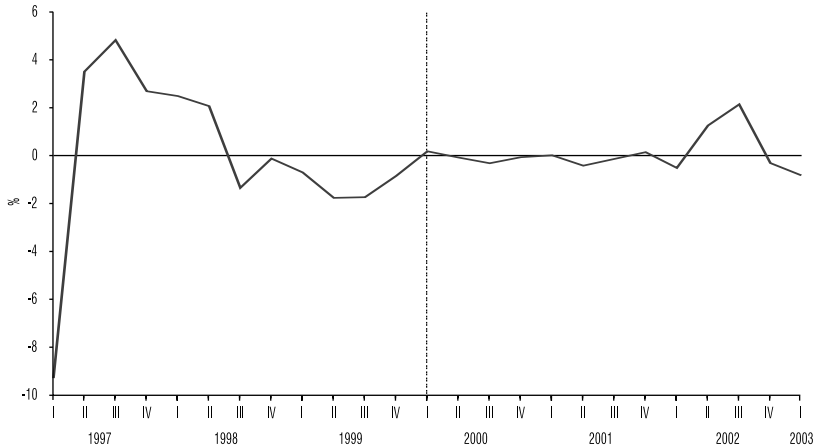
нането на текущия реален доход от потенциалния БВП са идентични, което ни дава основание да работим с оценката, получена чрез HP филтър.

При оценката на потенциалния продукт и отклонението на текущия доход използваме данните, налични в края на разглеждания период, а не тези, които са били на разположение във всяко едно тримесечие. С други думи оценяваме отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище въз основа на данни в края на периода, а не с данни в реално време.[19]

Отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП изразява потенциала за възникване на бъдещо инфлационно напрежение в икономиката. Положителната разлика между текущия реален доход и потенциалния продукт е сигнал за бъдещо увеличение на темповете на инфлация и обратно.

Графика 4

ОТКЛОНЕНИЕ НА ТЕКУЩИЯ ОТ ПОТЕНЦИАЛНИЯ РЕАЛЕН БВП



Източник: НСИ, изчисления на авторите.

[19] За обяснение на концепцията за данните в реално време и нейното влияние върху оценката на потенциалния БВП и формирането на паричната политика вж. *Orphanides* et al. (2000) и *Orphanides* and *Van Norden* (2002).

В динамиката на отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП се откорояват два периода: първият обхваща времето от началото на 1997 г. до края на 1999 г., а вторият – от 2000 г. до края на 2002 г. (вж. графика 4).

През първия период имаме висока колебливост на отконението на текущия реален доход от потенциалния БВП. Отклонението от –10% по време на финансовата и икономическа криза в началото на 1997 г. бе предпоставка за реализацията на високи темпове на растеж през първата година след въвеждането на паричния съвет, когато икономиката се връщаше към предкризисното си равнище. Регистрираното в края на 1998 г. и през цялата 1999 г. нарастване на икономиката с темпове, по-ниски от дългосрочните ѝ темпове на растеж, се определя от съчетанието на два фактора. На първо място началото на процеса на преструктуриране на икономиката на страната, който бе съпроводен с изолирането и закриването на голям брой държавни предприятия, намиращи се във фактическа неплатежоспособност.[20] На второ място негативното влияние на руската криза през последното тримесечие на 1998 г. и на войната в Косово през първата половина на 1999 г., които временно затрудниха външната търговия и намалиха притока на капитали в страната.

От началото на 2000 г. до края на 2001 г. имаме стабилизация на темповете на нарастване на БВП, като отклонението на текущия реален доход от потенциалния продукт е близо до нула. През този период динамиката на останалите променливи в модела в много по-голяма степен определя темповете на инфлация в страната. През 2002 г. отново нараства колебливостта в тримесечните темпове на растеж на реалния БВП. През първото и последното тримесечие се формира негативно отклонение на текущия реален доход от потенциалния БВП, а през останалите две тримесечия на годината се реализира положително отклонение. Данните са сезонно изгладени, което елиминира възможността тази колебливост да е породена от сезонни фактори.

[20] През 1999 г. съгласно Закона за финансовото оздравяване на държавните предприятия и Правилника за неговото прилагане 71 държавни фирми в тежко финансово състояние трябваше да бъдат приватизирани или ликвидирани. Като резултат по-голямата част от тях бяха приватизирани, а 11 – ликвидирани. Като цяло през 1999 г. са приватизирани 20% от държавната собственост, като частните собственици в голямата част от случаите предприемат незабавни мерки за повишаване на производителността на труда и ефективността. През тази година безработицата нараства от 12.9% в началото до 16% в края на годината.

Отчитайки силното влияние на външните фактори върху динамиката на инфлацията, цените на вносните стоки заемат основно място в модела. Както вече бе казано (вж. с. 15–16), влиянието на цените на вноса можем да декомпозираме на две съставни части: първо, промяна на цените на вноса, изразени във валутата, в която се предлагат на международните пазари (*first stage pass-through*), и второ, промяна в цените на вноса, изразени в национална валута, която е определена от динамиката на валутния курс (*exchange rate pass-through*).

За съжаление тримесечни данни за цените на вноса на енергийни ресурси и неенергийни стоки в страната има едва от началото на 2001 г., което наложи използването на индекси за световните цени на тези стокови групи. Като индикатор за динамиката на цените на вносните суровини използваме публикувания от МВФ индекс на цените на неенергийните суровини, изразени в щатски долари (*Index of non-fuel commodities prices*). Цената на вноса на енергоносители апроксимираме с индекса на световната цена на петрола, изразена в щатски долари. За база и на двата индекса използваме януари 1998 г. От гледна точка на това, че България е малка отворена икономика, използването на световните цени като индикатор за цените на вноса е приемливо решение при липса на национална статистика за тази променлива. В този случай обаче трябва да се има предвид и рискът от възможни изкривявания, произтичащи от специфичната структура на вноса в страната.

Графика 5 представя логаритмуваните стойности на индекса на цените на петрола и индекса на потребителските цени, а графика 6 – тяхното годишно изменение. В периода от последното тримесечие на 1998 г. до третото тримесечие на 2000 г. световната икономика бе обект на петролен ценови шок, който по мащаби надхвърляше този, породен от войната в Кувейт.[21] През този период цените на петрола нараснаха повече от три пъти, което имаше инфлационно влияние чрез директния ефект върху цените на горивата, включени в потребителската кошница, и индиректно чрез нарастването на потребителските разходи.

[21] През периода юни – октомври 1990 г. вследствие на кризата в Кувейт и съществуващата несигурност за изхода от нея цените на петрола нараснаха със 133%, след което в края на конфликта (март 1991 г.) се възстановиха почти до предкризисното си равнище.

Графика 5

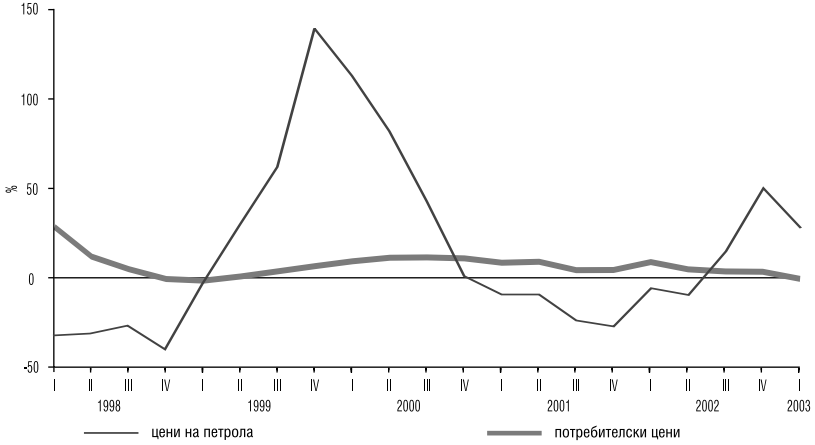
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС НА ЦЕНИТЕ НА ПЕТРОЛА (ЛОГАРИТЪМ)

Източник: НСИ, МВФ.

Петролният ценови шок бе усилен от продължителното обезценяване на лева (еврото) спрямо щатския долар, започнало през последното тримесечие на 1998 г. и продължило до края на 2000 г. През този период левът (еврото) се обезцени спрямо долара с 35%, което предизвика силно проинфлационно влияние. На графика 7 са представени логаритмуваните стойности на индекса на валутния курс *лев/долар* и на индекса на потребителските цени, а на графика 8 – тяхното годишно изменение. Индексите на цените и на валутния курс са силно корелирани, което е следствие както от високото ниво на отвореност на българската икономика (висок *exchange rate pass-through*), така и от силната зависимост на инфлационните очаквания от динамиката на валутния курс.

Графика 6

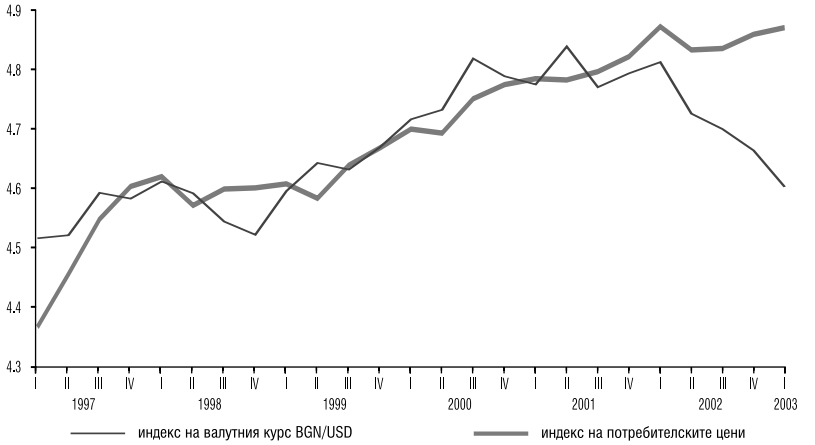
ГОДИШНО ИЗМЕНЕНИЕ НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И НА ЦЕНИТЕ НА ПЕТРОЛА



Източник: НСИ, МВФ.

Графика 7

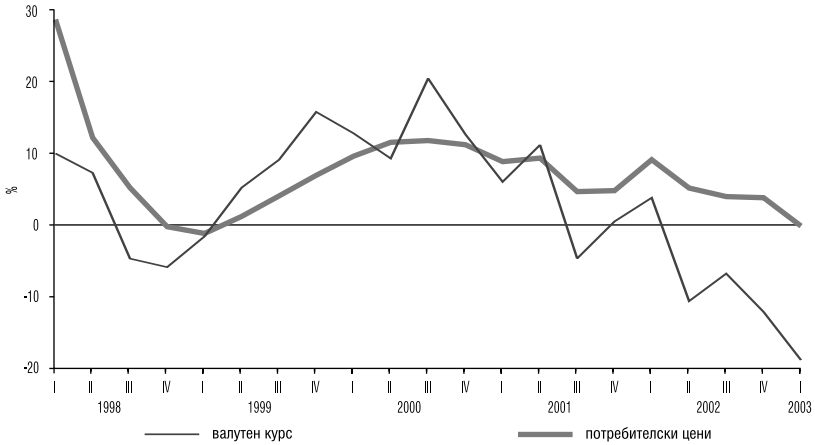
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС НА ВАЛУТНИЯ КУРС (ЛОГАРИТЪМ)



Източник: НСИ, БНБ.

Графика 8

ГОДИШНО ИЗМЕНЕНИЕ НА ИНДЕКСА НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И НА ВАЛУТНИЯ КУРС



Източник: НСИ, БНБ.

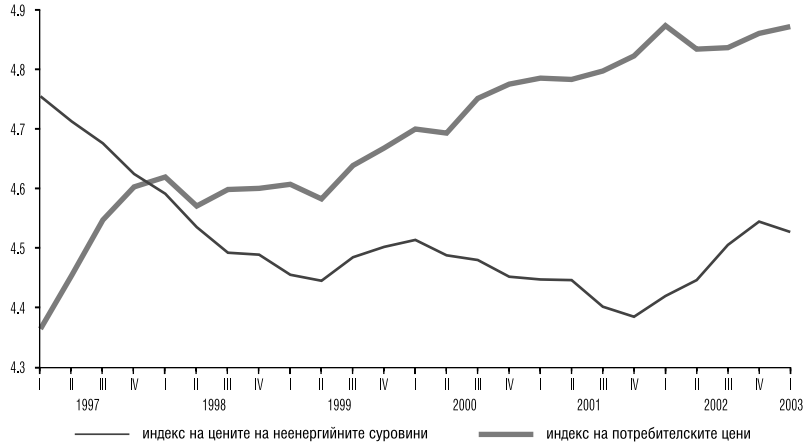
Високото ниво на доларизация[22] на икономиката определя в много голяма степен силното влияние на валутния курс върху инфлацията. Високият дял на депозитите в щатски долари създава ефекта на богатството при обезценяването на лева спрямо тази валута, което от своя страна влияе върху общото търсене в икономиката и върху инфлацията. Същевременно близката икономическа история на страната, когато динамиката на валутния курс бе основен определящ фактор за инфлационните очаквания на икономическите агенти, все още играе важна роля при формирането на инфлационните очаквания в икономиката.

Като допълнителна променлива, контролираща влиянието на външните фактори върху темповете на инфлация, използваме индекса на цените на неенергийните суровини, изразени в щатски долари. На графика 9 са представени логаритмуваните стойности на индекса на цените на неенергийните суровини и на индекса на потребителските цени, а на графика 10 – тяхното годишно изменение.

[22] Степента на доларизация в икономиката измерваме с отношението на депозитите в чуждестранна валута към общо депозитите в банковата система.

Графика 9

ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС НА ЦЕНИТЕ НА НЕЕНЕРГИЙНИТЕ СУРОВИНИ (ЛОГАРИТЪМ)



Източник: НСИ, МВФ.

Графика 10

ГОДИШНО ИЗМЕНЕНИЕ НА ИНДЕКСА НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И НА ЦЕНИТЕ НА НЕЕНЕРГИЙНИТЕ СУРОВИНИ

Източник: НСИ, МВФ.

Неенергийните суровини не се включват директно в кошницата на потребителските стоки, но динамиката на техните цени е добър информационен индикатор за бъдещата динамика на потребителските цени. Това се определя от факта, че неенергийните суровини са основен междинен компонент при производството на потребителски стоки. Независимо от относително краткия период, който разглеждаме, ясно можем да откроим зависимостта нарастването на цените на неенергийните суровини да предшества нарастването на потребителските цени и обратно (вж. графика 10).

4. Тестове за единичен корен, екзогенност и коинтеграция

В тази част представяме резултатите от проведените тестове за наличие на единичен корен в използваните от нас променливи, след което прилагаме *Johansen's maximum likelihood* процедура за коинтеграция между индексите на потребителските цени, номиналната единична цена на труда, цените на вносните неенергийни стоки, цената на петрола и валутния курс.

Преди да моделираме индекса на потребителските цени и останалите променливи, от основно значение е да бъде определена коректно степента на интегрираност на тези серии. Емпиричните тестове показват, че макроикономическите променливи са интегрирани от втори или по-нисък ред (*Nelson* and *Plosser*, 1982). В нашето изследване от особено значение е да се определи дали равнището на цените, номиналната единична цена на труда и индексите на цените на вноса са интегрирани от първи (I(1) променлива) или от втори ред (I(2) променлива). Това определя дали темпът на инфлация и надбавката за печалба са стационарни променливи или не. В емпиричната литература при обяснението на инфлационната динамика с модел с надбавка за печалбата се използват два подхода. Първият е основан на допускането, че надбавката за печалба и темпът на инфлация са стационарни, което предполага, че равнището на цените, номиналната единична цена на труда и индексът на цените на вноса са интегрирани от първи ред (т. е. са I(1) променливи).[23] Вторият подход разглежда

[23] Вж. *De Brouwer* and *Ericsson* (1998) и *Beechey* et al. (2000) за моделиране на инфлацията с модел с надбавка при допускане за стационарност на темпа на инфлацията и надбавката.

надбавката за печалба и темпа на инфлация като нестационарни, което изисква равнището на цените, номиналната единична цена на труда и индексът на цените на вноса да са интегрирани от втори ред (т. е. да са I(2) променливи). В този случай моделирането на инфлацията налага оценяването на коинтеграционен модел с променливи, интегрирани от втори ред, линейната комбинация между които редуцира системата до променливи, интегрирани от първи ред.[24] Следващата стъпка е оценяването на коинтеграционна система с променливи, интегрирани от първи ред, така че да се получи директна връзка между инфлацията и надбавката за печалба (*Banerjee* and *Russell*, 2001; *Banerjee* et al., 2001).

Прилагаме ADF тест[25] за оценка на степента на интегрираност на равнището на цените, номиналната единична цена на труда, индекса на цените на петрола, индекса на цените на неенергийните суровини и отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП. Както е известно, най-същественият проблем с тестовете за единичен корен е, че при тях се наблюдава тенденция да отхвърлят по-често нулевата хипотеза, когато тя е вярна, и да не отхвърлят достатъчно често нулевата хипотеза, когато тя не е вярна (*the problem of the size and power of the unit root tests*). Този проблем възниква поради факта, че стационарните и нестационарните процеси са почти идентични при наличие на малък брой наблюдения (*finite sample*). В този случай е много трудно да се разграничи между тренд стационарен и стационарен процес при разлики.[26]

Както бе описано в предходната част на изследването, използваните променливи в модела са: индекс на потребителските цени (*p*); индекс на валутния курс *лев/щатски долар* (*er*); индекс на цените на петрола, изразени в щатски долари (*op*); индекс на цените на неенергийните суровини, изразени в щатски долари (*cp*); индекс на единичната цена на труда (*ulc*) и отклонението на теку-

[24] Моделирането на системи, интегрирани от втори ред, е доразвиване на вече наложилото се като стандартно коинтеграционно моделиране на променливи, интегрирани от първи ред. За детайлно теоретично представяне на коинтеграционното моделиране на променливи, интегрирани от втори ред, вж. *Paruolo* (1996) и *Haldrup* (1998).

[25] Прилагаме също *Phillips – Perron* (PP) тест за единичен корен. Получените резултати са идентични с тези от ADF теста, поради което в текста излагаме резултатите само от ADF теста.

[26] Вж. *Harris (*1995) за изчерпателна дискусия върху недостатъците на тестовете за единичен корен.

ция реален доход от потенциалното му равнище (*ygap*). Малките букви в означенията на използваните променливи изразяват логаритъм на съответния индекс.

Таблица 1

ТЕСТОВЕ ЗА ЕДИНИЧЕН КОРЕН

Променливи	ADF						
	Нива*	Лагове**	Първа разлика	Лагове	Втора разлика	Лагове	Интегрираност
cp	-1.26	8	-4.87	8	-	-	I(1)
er	-1.64	6	-4.63	6	-	-	I(1)
op	-1.07	8	-4.10	8	-	-	I(1)
p	0.45	8	-4.71	8	-	-	I(1)
ulc	-1.00	8	-4.67	8	-	-	I(1)
ygap	-4.60	4	-	-	-	-	I(0)

* Критичните стойности на ADF теста са при наличие на константа и при константа и тренд.

** Оптималният брой лагове избираме, минимизирайки AIC (*Akaike information criterion*) и SC (*Schwarz information criterion*).

В таблица 1 са представени резултатите от тестовете за единичен корен. С изключение на отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП (*ygap*) всички използвани променливи са интегрирани от първи ред. Икономическата логика на дефиниране на отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП предполага тази променлива да е стационарна, тъй като икономиката не може да се отклонява перманентно от потенциалния си продукт. Единствено резултатът при тестването на равнището на цените (*p*) е нееднозначен, като съществува колебание между интеграция от първи и втори ред. В последващата оценка работим с допускането, че тази променлива е стационарна при първа разлика, т. е. I(1).

При оценката работим с модел на коинтеграция с корекция на грешката. Това изисква променливите да се коинтегрирани. В таблица 2 представяме резултатите от *Johansen's maximum likelihood* процедура за коинтеграция между индексите на потребителските цени, номиналната единична цена на труда, цените на вносните неенергийни стоки, цената на петрола и валутния курс.

Таблица 2

ТЕСТ ЗА КОИНТЕГРАЦИЯ

Брой коинтеграционни уравнения	Eigenvalue	Trace Statistic	1% критична стойност	5% критична стойност
Нито едно	0.919126	114.6265	68.52	76.07
Най-много 1	0.803497	59.29951	47.21	54.46
Най-много 2	0.418083	23.50382	29.68	35.65
Най-много 3	0.311730	11.59242	15.41	20.04
Най-много 4	0.142174	3.373785	3.76	6.65

При тестването на броя на коинтеграционните вектори работим с един лаг. Статистиките показват наличието на два коинтеграционни вектора между разглежданите променливи.

Резултатът от теста за коинтеграция позволява оценка на модела в система уравнения (*Vector Error Correction*) или в едно уравнение с корекция на грешката (*single equation ECM*). Наличието на слаба екзогенност е предварително условие за моделирането на инфлация в използвания от нас модел с едно уравнение с корекция на грешката (*single equation ECM*). Това означава, че коинтеграционият вектор и коефициентите за обратна връзка пред частта, изразяваща корекцията на грешката, влизат само в уравнението за равнището на цените. С други думи краткосрочното отклонение на системата от дългосрочната връзка влияе само на равнището на цените, но не и на другите променливи в коинтеграционото уравнение.

Наличието на два коинтеграционни вектора в система с пет променливи (вж. таблица 2) предполага наличието на три стохастични тренда. Тъй като всяка слабо екзогенна променлива е стохастичен тренд, в изследваната от нас система от пет променливи с две коинтеграционни връзки има три слабо екзогенни променливи. В таблица 3 представяме резултатите от теста за наличие на слаба екзогенност на номиналната единична цена на труда, цените на вносните неенергийни стоки, цената на петрола и валутния курс по отношение на индекса на потребителските цени.

Таблица 3

ТЕСТ ЗА ЕКЗОГЕННОСТ

Променлива	Restricted Log-likelihood	LR statistic ($c^2(2)$)	Вероятност
p	219.7	10.8	0.00
op	224.8	0.59	0.44
cp	224.5	1.08	0.29
ulc	224.8	0.52	0.47
er	219.6	10.9	0.00

Резултатите от теста за екзогенност показват, че с изключение на индекса на потребителските цени и валутния курс *лев/щатски долар* не можем да отхвърлим нулевата хипотеза, че разглежданите променливи са слабо екзогенни. Полученият резултат за валутния курс е много необичаен. При наличието на фиксиран курс на лева към еврото този резултат предполага, че темпът на инфлация в страната влияе върху динамиката на валутния курс *евро/долар*.[27] Тази лъжлива зависимост се определя от факта, че в страната действа паричен съвет с резервна валута еврото, който свързва темповете на инфлация с тези в еврозоната. Когато Европейската централна банка реагира на промените в инфлацията в еврозоната чрез промяна на лихвените проценти, тази промяна се отразява на валутния курс *евро/долар,* т. е. *лев/долар* чрез непокрития лихвен паритет. Поради съществуващата висока корелация между темповете на инфлация в страната и еврозоната се получава лъжливата зависимост, при която излиза, че българските темпове на инфлация влияят върху динамиката на валутния курс *евро/долар*, т. е. курсът *лев/долар* не е слабо екзогенен по отношение на индекса на потребителските цени.

Както е известно, при наличието на малък брой наблюдения критичните стойности на статистиките не са достатъчно надеждни, вследствие на което интерпретирането на резултатите от тестовете за коинтеграция и екзогенност трябва да се извършва с определена предпазливост. Въз основа на казаното при моделирането на инфлацията работим с допускането за наличие на един коинтеграционен вектор, като равнището на цените е единствената ендогенна променлива. Всички останали променливи са слабо екзогенни.

[27] Валутният курс *лев/щатски долар* се определя на основата на курса *евро/щатски долар,* като се прилага фиксираното в закона за БНБ отношение *лев/евро.*

Наличието на слаба екзогенност на номиналната единична цена на труда, цените на вносните неенергийни стоки, цената на петрола и валутният курс по отношение на индекса на потребителските цени позволяват да се премине към оценка на коинтеграционна връзка в едно уравнение с корекция на грешката (*single equation ECM*).

5. Резултати

В тази част представяме избрания модел за прогнозиране на инфлацията, който има най-добри прогнозни способности. Както посочихме в предходната част, наличието на слаба екзогенност на номиналната единична цена на труда, цените на вносните неенергийни стоки, цената на петрола и валутният курс по отношение на индекса на потребителските цени ни позволяват да използваме едно уравнение с корекция на грешката. Построеният модел цели да осигури рамка за прогнозирането на темповете на инфлация в краткосрочен до средносрочен план (до четири тримесечия). Прогнозата е конкретно число (*point forecast*), което представлява най-вероятната реализация на бъдещите темпове на инфлация при направените допускания за динамиката на екзогенните променливи.

Разделяме разглеждания период на две части. Първата част обхваща времето от второто тримесечие на 1997 г. до първото тримесечие на 2002 г. Този период използваме за селектиране на най-добрия модел (*in sample information criteria*). Втората част обхваща периода от второто тримесечие на 2002 г. до първото тримесечие на 2003 г. Този период използваме за оценка на прогностичните възможности на модела (*out of the sample forecasting performance).*

Уравнение (7) представя избрания най-добър модел за оценка на темпа на инфлация в страната, разглеждайки периода от второто тримесечие на 1997 г. до първото тримесечие на 2002 г.

$$(7)\quad \Delta(lp) = \underset{(8.0)}{4.5} + \underset{(3.5)}{0.04}*\Delta(lop) - \underset{(-4.2)}{0.26}*[lp_{-1} - \underset{(-9.0)}{0.35}*lop_{-1} + \underset{(7.4)}{1.96}*lcp_{-1} +$$

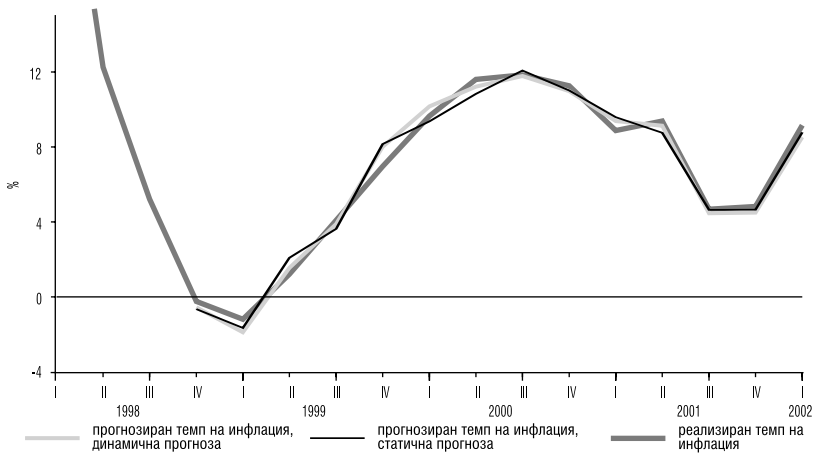
$$+ \underset{(4.4)}{0.62}*lulc_{-1} + \underset{(2.8)}{0.58}*ler_{-1}] + \underset{(3.3)}{0.84}*ygap_{-1} + \underset{(3.4)}{0.03}*dummy - \underset{(-10.8)}{0.04}*sq2$$

Sample: Q2: 1997 – Q1: 2002
Adjusted R^2: 0.97
Durbin – Watson statistics: 2.4
Equation standard error: 0.005
LM test for serial correlation: F-statistics = 1.1 [0.37]
Normality test: $\chi^2(2) = 0.45$ [0.80]
Heteroscedasticity: F-statistics = 0.61 [0.79]

С изключение на логаритъма от индекса на цените на петрола, първата разлика на всички останали екзогенни променливи е статистически незначима. Резултатът показва относително бързо приспособяване на краткосрочните отклонения от дългосрочното равновесие на ценовото равнище (0.26), като този коефициент е статистически значим. Единствено знакът пред цените на петрола няма очаквания от теорията положителен коефициент. Сборът на коефициентите пред цените на петрола, цените на неенергийните суровини, единичната цена на труда и валутния курс е по-голям от единица.[28]

Графика 11

ПРОГНОЗИРАН И РЕАЛИЗИРАН ТЕМП НА ИНФЛАЦИЯ В РАМКИТЕ НА ОЦЕНЯВАНИЯ ПЕРИОД



[28] В общата рамка на модела, представена в част втора, се поставя ограничение за линейна хомогенност, което изисква еластичностите да се сумират до единица. При модифицирането на модела ограничението за линейна хомогенност бе премахнато.

Поради липсата на данни за цените на вноса, модифицираме зависимостта, като използваме индекс на цените на неенергийните суровини, което теоретично не е най-добрият апроксиматор на цените на вноса. Тази променлива засяга индиректно динамиката на потребителските цени чрез влиянието си върху разходите за производство на потребителски стоки.

Полученият резултат показва много висока чувствителност на индекса на потребителските цени по отношение на промяната в цените на неенергийните суровини. Този резултат в голяма степен противоречи на наложеното в страната виждане, че след въвеждането на паричния съвет основният проинфлационен източник в икономиката е динамиката на цените на петрола.

Коефициентите пред единичната цена на труда и валутния курс имат очаквания положителен знак и са статистически значими. Коефициентът пред единичната цена на труда е по-висок от този пред валутния курс, резултат, който представлява предизвикателство към общоприетото виждане, че заедно с динамиката на цената на петрола, валутният курс *лев/долар* е най-силният проинфлационен източник в икономиката.

Отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище също е статистически значимо и е с очаквания положителен знак. Тъй като тази променлива отразява бъдещия потенциал за формиране на инфлационно напрежение в икономиката, както и поради голяма несигурност по отношение на дължината на лага, с който тя влияе върху темпа на инфлация, при тестването на модела включваме четири лага. Резултатите показват, че за разглеждания от нас период само първият лаг е статистически значим.

Както вече отбелязахме в част втора, моделираме индекса на потребителските цени, без да е коригиран за промени в контролираните цени, косвените данъци и влиянието на силно колебливите цени на потребителските стоки. Това налага включването на фиктивна променлива, отразяваща ефекта от въвеждането през първото тримесечие на 2002 г. на данък добавена стойност върху лекарствата, увеличението на акциза за алкохола и цигарите и на патентните данъци, което предизвика еднократно нарастване на равнището на цените в страната. Фиктивната променлива е статистически значима и е с очаквания положителен знак. Поради факта, че данните за индекса на потребителските цени в страната не са сезонно изгладени, в модела включваме промен-

ливи, които да отчитат влиянието на сезонността върху динамиката на цените. В уравнение (7) представяме единствено сезонната променлива, която е статистически значима.

Графика 11 съдържа реално реализирания годишен темп на инфлация и прогнозирания от модела годишен темп на инфлация в рамките на периода от второто тримесечие на 1997 г. до първото на 2002 г. Тъй като моделът, представен в уравнение (7), оценява равнището на цените, а не годишния темп на инфлация, е необходима допълнителна трансформация, поради което прогнозираният темп на инфлация започва от четвъртото тримесечие на 1998 г.

Представените след уравнение (7) статистически критерии на модела определят характеристиките му в разглеждания от нас период между второто тримесечие на 1997 г. и първото тримесечие на 2002 г. Тъй като добрите качества на модела в рамките на разглеждания период не са гаранция за добри прогностични способности извън този период, тези способности са оценени чрез генерирането на прогноза в периода от второто тримесечие на 2002 г. до първото тримесечие на 2003 г. Изборът на най-добрия модел за прогнозиране на ценовото равнище и инфлацията базираме на минимизация на *root mean squared forecast error*.

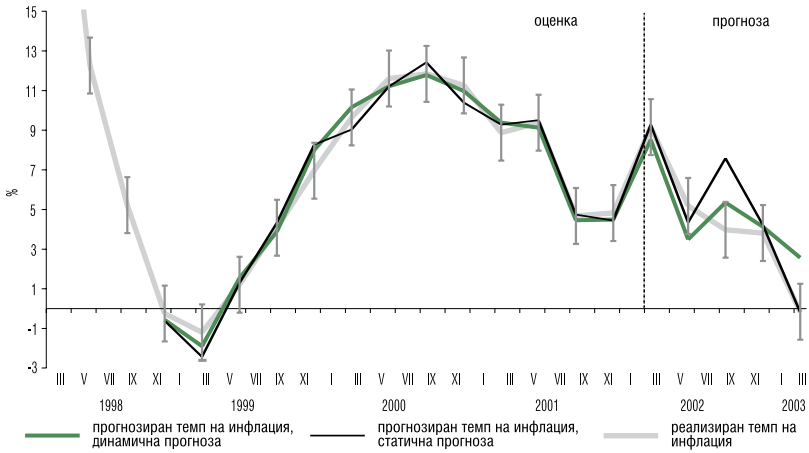
Краткият период, който използваме за оценка на прогностичните свойства на модела, крие рискове за погрешен избор и формиране на погрешни изводи. Много голяма е вероятността по време на краткия период, който използваме за генериране на прогноза и оценка на прогностичните способности на модела, да имаме реализация на събития, настъпването на които в бъдеще да е по-малко вероятно, отколкото в оценявания период.

Поради това не можем да базираме изцяло оценката си за прогностичните свойства и качествата на модела върху резултатите от прогнозата в периода от второто тримесечие на 2002 г. до първото тримесечие на 2003 г.

Графика 12 съдържа прогнозата за годишния темп на инфлация през основния период, който използваме за определяне на коефициентите в модела (*оценка*), и през периода, който използваме за определяне на прогностичните му свойства (*прогноза*), заедно с едно стандартно отклонение от действително реализирания темп на инфлация.

Графика 12

РЕАЛИЗИРАН И ПРОГНОЗИРАН ТЕМП НА ИНФЛАЦИЯ ВЪВ И ИЗВЪН РАМКИТЕ НА ОЦЕНЯВАНИЯ ПЕРИОД



Представени са две прогнози: статична и динамична. През второто тримесечие на 2002 г. и двете прогнози подценяват темпа на инфлация, като статичната е в рамките на едно стандартно отклонение, докато динамичната излиза от този интервал. В голяма степен подценяването на инфлацията се дължи на отрицателното отклонение на текущия реален доход от потенциалния продукт, отрицателния темп на растеж на цените на петрола и неенергийните ресурси и началото на процеса на поскъпване на лева спрямо щатския долар.

През третото тримесечие на 2002 г. и двете прогнози надценяват темпа на инфлация. Надценяването при динамичната прогноза е по-малко от това при статичната и е в рамките на едно стандартно отклонение. По-малката грешка на динамичната прогноза се определя от по-голямото подценяване през предходния период, която оценка се използва за формиране на прогнозата през третото тримесечие. Като цяло скокът в оценката за инфлацията през третото тримесечие на 2002 г. и в двата модела се дължи на рязката промяна спрямо предходния период на темповете на нарастване на цените на петрола и неенергийните суровини вследствие на нарастващите очаквания за война в Ирак, както и на по-

ложителното отклонение на текущия реален доход от потенциалното му равнище (1.5%).

През първото тримесечие на 2003 г. динамичната прогноза надценява темпа на инфлация, а статичната е близка до нула (0.03%). Грешката на динамичната прогноза е много висока (2.7%) и е извън рамките на едно стандартно отклонение.

Като цяло на основата на краткия период, с който разполагаме за оценка на прогностичните качества на модела, можем с определена степен на сигурност да твърдим, че той има добри прогностични способности, като статичната прогноза дава по-добри резултати от динамичната. С други думи този модел може да бъде поддържан и системно да се решава с цел генериране на средносрочна прогноза (до четири тримесечия) за темповете на инфлация в страната. За да може моделът да се използва при прогнозирането на инфлацията, е необходимо да бъде намерено решение на два допълнителни въпроса. Първо, да се формулира начинът, по който ще бъде прогнозирана динамиката на екзогенните променливи: прогнозите ще се използват за генериране на прогнозата за инфлацията през следващите четири тримесечия. Второ, да се формулира механизъм, чрез който в допълнение на прогнозата за темпа на инфлацията през следващите четири тримесечия да се представя и степента на несигурност на тази прогноза. Представената в тази статия прогноза е конкретно число (*point forecast*), което е най-вероятната реализация на бъдещите темпове на инфлация при направените допускания за динамиката на екзогенните променливи, като нищо не се казва за степента на несигурност. Всички прогнози основани на определен модел, инкорпорират в себе си определена степен на несигурност, която трябва да бъде представена експлицитно. Възможното решение е да се изготви *density* прогноза, която да отразява пълното вероятностно разпределение на бъдещите стойности на прогнозираната променлива.[29] Този подход на решаване на проблема с несигурността намира все по-широко приложение през последните години и се използва от редица водещи централни банки.

[29] Bank of England представя количествено степента на несигурност на прогнозирания годишен темп на инфлация чрез публикуването на т. нар. *fan chart*. За представяне на принципите, на които е изградена BOE's *fan chart*, вж. *Britton* et al. (1998).

6. Изводи

Използвайки рамката на модел с надбавка за печалба, това изследване прави опит да идентифицира ролята на основните фактори, които определят динамиката на инфлацията в България. Въпреки че сравнително краткият период налага резултатите да бъдат интерпретирани с особено внимание, те могат да послужат като основа за формулирането на няколко заключения. Резултатите потвърждават наличието на силна реакция на потребителските цени към промените във външните фактори. В същото време те дават основание да се оспори широко разпространеното в страната схващане, че измененията в цената на петрола и валутният курс на щатския долар са двата най-важни проинфлационни фактора. Резултатите разкриват силната чувствителност на ценовото равнище към промяната в цените на вносните неенергийни суровини, която засяга потребителските цени косвено посредством разходите за производство на потребителски стоки. Наред с това разходите за труд и отклоненията на текущия реален доход от потенциалния БВП са също важни източници на инфлационен натиск.

По-нататък изследваме прогностичните качества на модела, като проверяваме до каква степен генерираната от него прогноза съответства на фактически реализираните стойности за равнището на цените. Въпреки че трябва да се има предвид и твърде краткият период, с който разполагаме, получените резултати показват, че моделът е с добри прогностични качества и може да служи за генериране на средносрочна прогноза за инфлацията. Използването на модела за тази цел изисква разглеждането на два допълнителни въпроса, които ще бъдат обект на бъдещо изследване. Първо, необходимо е да се формулира начинът за определяне на прогнозните стойности на екзогенните променливи, които ще се използват при изготвянето на прогнозата за инфлацията. Второ, решаването на проблема с несигурността изисква прогнозата да бъде представяна под формата на пълно вероятностно разпределение, при което наред с най-вероятната реализация експлицитно ще се представя информация и за степента на несигурност.

Литература

Banerjee, A., L. Cockerell and **B. Russell** (2001) An I(2) Analysis of Inflation and the Markup, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 22–240.

Banerjee, A., B. Russell (2001) The Relationship Between the Markup and Inflation in the G7 Economies and Australia, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, Issue 2, pp. 377–387.

Beechey, M., N. Bharucha, A. Cagliarini, D. Gruen, and **C. Thompson** (2000) A Small Model of the Australian Macroeconomy, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 2000–05.

Benabou, R. (1992) Inflation and Markups. Theories and Evidence from the Retail Trade Sector, *European Economic Review* 36, pp. 566–574.

Berg, A. and **E. Borensztein** (2000) The Pros and Cons of Full Dollarization, *IMF Working Paper* WP/00/50.

Britton, E., P. Fisher and **J. Whitley** (1998) The Inflation Report Projections: Understanding the Fan Chart, *Bank of England Quarterly Bulletin*, February 1998, pp. 30–37.

Claus, I., P. Conway and **A. Scott** (2000) The Output Gap: Measurement, Comparisons and Assessment, *Reserve Bank of New Zealand Research Paper* No. 44.

DeBrouwer, G. (1998) Estimating Output Gaps, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 9809.

De Brouwer, G., N. Ericsson (1998) Modelling Inflation in Australia, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4, pp. 433–449.

Duesenberry, J. (1950) Mechanics of Inflation, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, Issue 2, pp. 144–149.

Ericsson, N. (2003) Constructing Data Mining: Modeling Australian Inflation, mimeo Federal Reserve Board.

Franz, W., R. Gordon (1993) German and American Wage and Price Dynamics. Differences and Common Themes, *European Economic Review*, Vol. 37, pp. 719–762.

Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare and **P. Van den Noord** (1995) Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances, *OECD Economic Studies* No. 24, pp. 167–209.

Goldberg, K., M. Knetter (1997) Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, Issue 3, pp. 1243–1272.

Haldrup, N. (1998) An Econometric Analysis of I(2) Variables, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, pp. 595–650.

Harris, R. (1995) Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, *Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf*, London.

Menon, J. (1995) Exchange Rate Pass-through, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, No. 2, pp. 197–231.

Nelson, C., C. Plosser (1982) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139–162.

Nenovsky, N., K. Hristov (2002) The New Currency Boards and Discretion: Empirical Evidence from Bulgaria, *Economic Systems* 26, pp. 55–72.

Orphanides, A., S. van Norden (2002) The Unreliability of Output-gap Estimates in Real Time, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXXIV, No. 4, pp. 569–583.

Orphanides, A., R. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow and **F. Finan** (2000) Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy, *Journal of Economics and Business* 52, pp. 117–141.

Paruolo, P. (1996) On the Determination of Integration Indices in I(2) Systems, *Journal of Econometrics*, Vol. 72, pp. 313–356.

Richards, T., G. Stevens (1987) Estimating the Inflationary Effects of Depreciation, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 8713.

Svensson, L. (2002) Monetary Policy and Real Stabilization, in Rethinking Stabilization Policy, *FRB of Kansas City Symposium Proceedings*, pp. 261–312.

DP/35/2003

Exploring the Currency Board Mechanics: a Basic Formal Model

Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky

Abstract. Over the last years the stability and efficiency of Currency Boards (CB) are in the centre of economic discussions. In this article we present a basic theoretical model, derived from the consumer behavior, which allows exploring the possibilities of 'CB resistance' to various types of shocks. Drawing inspiration from money in the utility function models build by Calvo (1981) and Blanchard and Fischer (1989) we examine two cases of intertemporal maximization of utility, where a consumer: (i) uses one asset (national currency – banknotes) and (ii) is in the conditions of monetary substitution, i.e. uses two assets (national and foreign banknotes). CB stability in the conditions of self-fulfilling exchange rate crisis is also discussed.

Резюме. През последните години стабилността и ефикасността на системата паричен съвет (ПС) са в центъра на икономическите дискусии. В статията е представен базов теоретичен модел, базиран върху поведението на потребителите, който позволява да се изследват възможностите за устойчивостта на ПС на различни видове шокове. С помощта на парите в построените от *Calvo* (1981) и *Blanchard and Fischer* (1989) модели на потребителската функция разглеждаме два случая на интертемпорална максимизация на потреблението, при които потребителят: а) използва един вид актив (национална валута – банкноти) и б) се намира в условията на валутна субституция, т. е. използва два вида активи (нацинални и чуждестранни банкноти). Дискутира се и стабилността на ПС в условията на криза на саморегулиращия се валутен курс.

Contents

1. Introduction .....

2. Benchmark: an Economy with Local Money as the Only Asset .....

The Flexible Exchange Rate Regime .....

The Fixed Exchange Rate Regime .....

The Currency Board Regime .....

Comparative Statics .....

3. A Currency Board in an Economy with Currency Substitution .....

Incorporating Currency Substitution in the Model .....

Adjustment under Flexible Exchange Rates after a Negative Shock on Output .....

A Negative Shock on Output in a Currency Board Regime ...

4. Can the Currency Board Stand a 'Self-fulfilling' Exchange Rate Crisis? .....

The Dynamics of the Flexible Exchange Rate Regime with $m > 0$ .....

The 'Self-fulfilling' Crisis under a Currency Board Regime ...

5. Conclusion and Remarks .....

References .....

Jean Baptiste Desquilbet: *LEO, Université d'Orléans, France,*
e-mail: jean-baptiste.desquilbet@univ-orleans.fr
Nikolay Nenovsky: *University of National and World Economy, Sofia, Bulgaria;*
LEO, Université d'Orléans, France;
Bulgarian National Bank, e-mail: nenovsky.n@bnbank.org

The views expressed in this paper are not those of the Bulgarian National Bank. We have benefited from discussions with Patrick Villieu, and participants in a conference on 'Caisses d'emission et dollarization', 7 mars 2003, CERDI-GPR, Clermont-Ferrand, and 20th Symposium on Banking and Monetary Economics, 5-6 June, Birmingham. Remaining errors are ours.

1. Introduction

Over the last years the stability and efficiency of Currency Boards (CB) are in the centre of economic discussions. Both the CB crisis in Argentina and the disputes about the compatibility of CB in the Baltic countries and Bulgaria with the standard procedure for integration into the euro area contributed to this. As regards the accession countries, the various viewpoints on CB operation logically lead to very different practical recommendations – a transition to a floating exchange rate and inflationary targeting, or to a bilateral or even to unilateral euroization.

Despite the various organizational forms and the greater flexibility, in principle, of modern CB, they manifest definite similarities with the *orthodox* CB, which in turn could serve as a kind of a benchmark[1]. The orthodox CB is a monetary regime where the currency in circulation is fully covered by foreign reserves under a legally fixed exchange rate. A CB does not hold domestic assets in its balance sheet; no monetary policy is pursued and no lender-of-last resort function is employed. The CB proponents rely on the operation of an automatic mechanism under which the national money supply follows in the long run the balance of payments movement. They also rely on the utmost flexibility of interest rates, prices, and salaries. It is also assumed that the monetary behavior of economic agents is (supposedly) stable and follows a definite long-term trajectory. Credibility is another major CB advantage which is often stressed.

And while CB empirical studies, individually or as part of the other types of foreign exchange regimes, are increasing (*Ghosh et al.*, 2000, *Hanke*, 2002, *Freytag*, 2002, *Vinhas de Souza*, 2002), CB theoretical models are still rare (for an exception see *Chang and Velasco*, 2001, *Morin*, 2002). Usually, the theoretical explanations of CB functioning and stability are explored in three directions: (i) as a similarity with the monetary approach to the balance of payments dynamics, hence with the gold standard (*Hanke and Schuler*, 1994),[2] (ii) as an extreme form of a fixed exchange rate regime (*Tsang and Ma*, 2002) and (iii) as a special form of *ex ante* credibility (*Ho*, 2001, *Carlson and Valev* (2001)). With a few exceptions, the literature lacks formal models of CB, which could allow for the simulation of various types of shocks.

In this article we present a basic *formal* model, derived from the consumer behavior, which allows exploring the possibilities of "CB resistance" to various types of shocks. Drawing inspiration from the MIU models of *Calvo*

[1] On deviations of modern CB from their orthodox form see *Nenovsky et al.* (2002), *Nenovsky and Hristov* (2002).

[2] See the model on gold standard crises proposed by *Dornbusch and Frenkel* (1984).

(1981) and *Blanchard and Fischer* (1989) we examine two cases of intertemporal maximization of utility, where a consumer: (i) uses one asset (national currency – banknotes) and (ii) is in the conditions of monetary substitution, i.e. uses two assets (national and foreign banknotes). The model is as abstract as possible – with only CB and consumers involved. No financial intermediation (the banking system) is included. In that particular case reserve money coincide with money supply, and the balance of payments – with the current account. Under this extremely abstract model shocks are reduced to: (i) shocks on income – exogenous and (ii) shocks resulting from consumer behavior (shifts in consumer preferences, shift in money demand, or shift in the structure of money portfolio – national or foreign currency). The depth of abstraction allows analyzing CB stability in its primary form – as a "CB – consumer (household)" relationship. Subsequently, this model could gradually be brought closer to reality by including money multiplier, the banking system (plus asymmetric information), capital and interest rate movements.

The structure of the article follows the logic underlying the construction of the model. The first chapter includes a basic model of maximized consumption in the environment of a single asset and income shock simulation. The second chapter gives a broader analysis by including currency substitution and simulation of different types of shocks. Part three discusses the CB stability in the conditions of self-fulfilling exchange rate crisis. Finally, in addition to summarizing the results of the model, we also point out its limitations, as well as the directions of its further sophistication and improvement.

2. Benchmark: an Economy with Local Money as the Only Asset

We assume that the economy is small and produces a tradable article, so that the law of one price applies. Production (y) is at its (exogenous) full employment level. The only form of money considered is banknotes, which are printed only by the central bank. Only residents hold local currency. Consumption (c) and real money demand (m) are derived from the behavior of a representative household:

$$\text{Max} \int_0^\infty u(c_t, m_t) e^{-\delta t} dt \tag{1}$$

$$\text{s.t.:} \quad \dot{m}_t = y - c_t - \pi_t m_t + g_t \quad \text{and} \quad m_t \geq 0 \tag{2}$$

where $m = M/P$ denotes real cash balances, $\pi = \dot{P}/P$ is the rate of inflation, g a transfer received from the government, $\delta > 0$ is the rate of time preference

and t is the time index. If we assume that the utility function is separable (u_{cm}= 0), and, specifically, $u(c_t, m_t) = \ln c_t + \eta \ln m_t$, the first order conditions yield:

$$\dot{c} = \frac{1}{u_{cc}}\left(-u_m + (\pi_t + \delta)u_c\right) = \frac{\eta c_t^{\,2}}{m_t} - (\pi_t + \delta)c_t \tag{3}$$

$$\lim_{t\to\infty} u_c m_t e^{-\delta t} = 0 \quad \text{(transversality condition)}$$

We complete the model with the following equilibrium conditions and assumptions:

- Goods market equilibrium: $y = c_t + x_t$ (4)
- Purchasing power parity: $P_t = S_t P_t^*$ (5)
- Foreign exchange market: $\dot{R}_t = P_t^* x_t$ (6)
- Central bank balance sheet: $M_t = V_t + D_t$ (7)

$$\textit{where}: V_t = \int_0^t S_\theta \dot{R}_\theta d\theta + S_0 R_0 \tag{8}$$

- Government's budget constraint: $g_t = \dot{D}_t / P_t$ (9)

where x_t denotes the trade surplus (net exports), S_t is the local currency price of the foreign currency, P_t^* is the foreign currency price level that increases at rate π^*. R_t is the stock of foreign currency reserves held by the central bank: equation (6) shows that reserves are accumulated whenever the central bank intervenes in the foreign exchange market to compensate for any current account surplus. V_t denotes the local currency value of foreign reserves in the central bank's balance sheet: equation (8) shows that reserves are recorded at their purchase value. D_t is the stock (non interest bearing) public debt held by the central bank. Equation (7) shows the two sources of money creation/destruction: foreign exchange reserve management and government finance (seigniorage).

Since there is only one form of money in the model, namely banknotes printed by the central bank, there is a close relationship between monetary and exchange-rate regimes, which can even be considered equivalent. Three exchange rate regimes are considered: (i) flexible, (ii) fixed and (iii) currency board. We assume that the small country chooses one of these regimes on its own, outside any kind of international agreement, especially for the latter two, either multilateral (such as the Bretton Woods agreement or the European Monetary System) or bilateral (with the country issuing the currency chosen as reserve currency).

The Flexible Exchange Rate Regime

The flexible exchange rate regime fulfils two conditions.

- The central bank does not intervene on the foreign exchange market:

$$\dot{R}_t = 0 \tag{10}$$

  Foreign currency reserves are constant at some level $\hat{R}$, and their local currency value in the central bank's accounts are constant at $\hat{V} \equiv S_0\hat{R}$.
- The money supply is exogenous (monetary financing of government transfers is possible): $\dot{M}_t / P_t = \dot{D}_t / P_t = g_t$.
  We will assume a constant money growth at rate $\dot{M}_t / M_t = \mu \geq 0$ which implies, $g_t = \mu\, m_t$.

The flexible exchange rate regime is in principle compatible with nominal exchange rate bubbles. Because of the specific form of the utility function we assume, such phenomena are incompatible with optimization, and therefore ruled out (see *Blanchard and Fischer*, 1989, p. 243).

Under **flexible exchange rates**, the model is summarized with the following set of equations:

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{\eta c_t}{m_t} - (\pi_t + \delta) \tag{11}$$

$$\dot{m}_t = y - c_t - \pi_t m_t + g_t \tag{12}$$

$$y = c_t \tag{13}$$

$$g_t = \mu\, m_t \tag{14}$$

The endogenous variables are c, m, π, g. The exogenous variables are y, μ. Equation (13) combines the equilibrium conditions on the goods market and the foreign exchange market with $\dot{R}_t = 0$. It implies a stationary consumption. Plugging it into equation (11) yields:

$$\pi_t = \frac{\eta\, y}{m_t} - \delta \tag{15}$$

Substitute (14) and (15) into (12) to get:

$$\dot{m}_t = (\mu + \delta) m_t - \eta\, y \tag{16}$$

The transversality condition requires that m does not diverge. According to (16), it must be constant:

$$m = \frac{\eta\, y}{\mu + \delta}$$

Hence, from (5): $\pi = \mu$.

With a flexible exchange rate, the model exhibits 'degenerate' dynamics, in the sense that nominal and real prices and consumption jump instantaneously to their equilibrium level.

The Fixed Exchange Rate Regime

The fixed exchange rate regime meets the following three conditions.

- The nominal exchange rate is constant: $S_t = \bar{S}$ and $\pi_t = \pi_t^*$.
- The central bank operates on the foreign exchange market to compensate for excess foreign currency demand, $\dot{R}_t = P_t^* x_t$, if its reserves are larger than a floor level equal to $\hat{R}$, which we call the exhaustion level. In other words, the fixed exchange rate regime incorporates an escape clause.
- There are no *a priori* restrictions on the monetary financing of government transfers.

In a **fixed exchange rate** regime, we have:

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{\eta c_t}{m_t} - (\delta + \pi^*) \tag{17}$$

$$\dot{m}_t = y - c_t - \pi^* m_t + g_t \tag{18}$$

$$\dot{R}_t = \bar{S} P_t (y - c_t) \tag{19}$$

$$M_t = \bar{S} R_t + D_t \tag{20}$$

$$g_t = \dot{D}_t / P_t \tag{21}$$

where the constant nominal exchange rate condition, $\pi_t = \pi^*$, has been taken into account.

Equation (20) is the central bank's balance sheet, using (8) and assuming $S_0 = \bar{S}$. The endogenous variables are *c, m, g, R, D*. It is important to note that nominal reserves, *R*, are a state variable, and should be constant in equilibrium. The exogenous variables are y, π^*, $\bar{S}$. It should be noted that equations (19), (20) and (21) imply equation (18): as such, the system is under-determined. This reflects the degree of freedom that exists in monetary policy outside steady state, namely the possibility of temporarily sterilizing balance of payment disequilibria, i.e. offsetting the effect of a foreign currency reserve change on the supply of money.

The equilibrium ($\dot{c}_t = \dot{m}_t = \dot{R}_t = 0$) is characterized by:

$$c^{\#} = y \tag{22}$$

$$m^{\#} = \frac{\eta}{\pi^* + \delta} y \tag{23}$$

$$g^{\#} = \pi^* m^{\#} = \frac{\pi^* \eta}{\pi^* + \delta} y \tag{24}$$

In equilibrium, seigniorage is limited by the foreign rate of inflation: g must be equal to $\pi^* m$ in order for reserves to be constant. According to the household's budget constraint, in steady state, i.e. with constant real cash balances, a larger amount of government transfers would imply higher consumption, a trade deficit, continuously decreasing reserves: reserves would eventually become exhausted (note that with only one asset in the model, no early speculative attack of the first generation type of balance of payment crisis can happen). Contrary to a fixed exchange rate regime, a currency board regime institutionally forbids monetary financing of government transfers, and so resolves the incompatibility between "high" seigniorage and a constant nominal exchange rate, and prevents any balance of payment crisis due to inconsistent monetary policy. Under the previously stated conditions, the fixed exchange rate and currency board regimes differ only in this respect. Put differently, a currency board is a "guaranteed independent" central bank.

Outside steady state, the government in a fixed exchange rate regime could pursue a "constant reserves" strategy, that is use transfers g to keep consumption equal to output, so as to avoid any trade surplus or deficit. The "equilibrium" described above in equations (22) to (24) would apply at any time.

The Currency Board Regime

The currency board regime puts more institutional restraint on the money creation process than the fixed exchange rate regime. It has the following properties:

- The nominal exchange rate is constant, fixed by law:
$$S_t = \bar{S} \text{ and } \pi_t = \pi_t^*;$$
- The central bank intervenes on the foreign exchange market. In fact, the intervention takes place in an automatic way under a currency board. We maintain the assumption of an escape clause i.e. of a positive exhaustion level of reserves $\hat{R}$, and we discuss it later:
$$\dot{R}_t = P_t^* x_t, \text{ if } R_t \geq \hat{R};$$
- The money stock is fully backed by foreign currency reserves, $M_t = \bar{S} R_t$, there is no monetary financing of government transfers:
$$g_t = 0 \quad \text{and} \quad \dot{D}_t / P_t = 0.$$

In a **currency board** regime, the economy evolves according to:

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{\eta c_t}{m_t} - (\delta + \pi^*) \tag{25}$$

$$\dot{m}_t = y - c_t - \pi^* m_t \tag{26}$$

$$\dot{R}_t = \bar{S} P_t (y - c_t) \tag{27}$$

$$m_t = \bar{S} R_t / P_t \tag{28}$$

where the properties stated above have been taken into account. The endogenous variables are *c, m, R*. Equations (27) and (28) imply equation (26). The exogenous variables are y, π^*, $\bar{S}$. The steady state equilibrium is given by:

$$c^{**} = \frac{\pi^* + \delta}{(1+\eta)\pi^* + \delta} y \tag{29}$$

$$m^{**} = \frac{\eta}{(1+\eta)\pi^* + \delta} y \tag{30}$$

In steady state, constant real cash balances imply that the nominal quantity of money increases at the same rate as the rate of inflation. So do foreign exchange reserves.

Comparative Statics

When comparing steady states in the three regimes, the following points are worth noting:

Firstly, the steady state under flexible exchange rates is independent from foreign inflation, whereas it is not the case under the currency board and the fixed exchange rate regimes. This is not surprising since the model is dichotomous, and a nominal variable, the exchange rate, is fixed in the latter regimes.

Secondly, steady state consumption is at the same level in the fixed and flexible exchange rate regimes. If π^* is strictly positive, consumption is lower in the currency board regime. Assuming $\mu = \pi^* > 0$ in the flexible exchange rate regime, for comparison purposes, steady state real balances are at the same level in the fixed and flexible exchange rate regimes, and at a lower level in the currency board regime.

Hence the following proposition:

> *When steady state inflation performance is strictly positive and the same in the three regimes, steady state household utility is lower in the currency board regime.*

This proposition results from key differences between the fixed and flexible exchange rate regimes on the one hand and the currency board on the other hand, which do not appear when foreign inflation is set equal to zero, as is often done (see Table 1): the central bank "produces" inflation by collecting seigniorage in the fixed or flexible exchange rate regime ($g = \pi^* m$), and repays it lump sum to the representative household, whereas the currency board does not ($g = 0$).

Table 1

SEIGNIORAGE AND INFLATION TAX ACROSS EXCHANGE RATE REGIMES

Exchange rate regime	Seigniorage repaid to households	Inflation tax paid to the rest of the world
Flexible	Yes	No
Fixed	Yes	Yes
Currency board	No	Yes

Moreover, the fixed exchange rate and the currency board regimes compel the small country to pay an inflation tax to the rest of the world. It is compensated for by seigniorage repaid to the representative household in the fixed exchange rate regime, but not in the currency board regime.

It should be noted that this proposition is counterintuitive from the traditional perspective, according to which the choice of exchange rate regime is irrelevant for efficiency (see *Helpman*, 1981).

Thirdly, unlike the central bank in the fixed exchange rate regime, the currency board cannot support any nominal exchange rate. Assuming the economy is in steady state in a fixed exchange rate or a currency board regime, its foreign currency reserves are determined as shown in Table 2.

The nominal exchange rate is supposed to be sustainable if the equilibrium level of foreign currency reserves (i.e. the amount of foreign currency banknotes held by the central bank) is higher than the exhaustion level $\hat{R}$.

In the fixed exchange rate regime, the equilibrium level of reserves depends on the amount of credit to the government D, as shown in Table 2. Therefore, any nominal exchange rate can be supported by the central bank, by adjusting D so as to keep R above $\hat{R}$. In the currency board regime, the equilibrium level of reserves is exogenously determined, so that it is out of the currency board's control.

Table 2

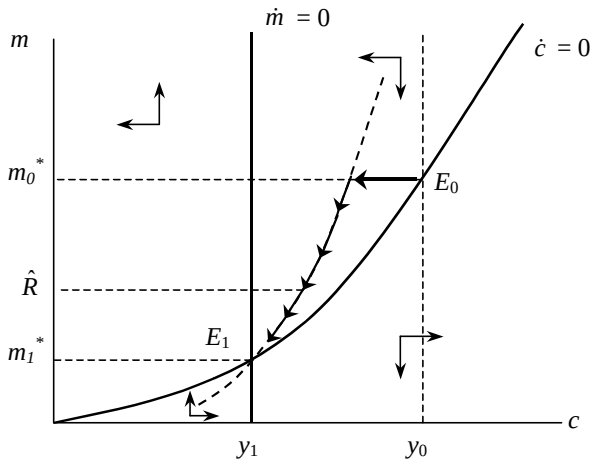
FOREIGN CURRENCY RESERVES DETERMINATION

	Fixed exchange rate	Currency board
Domestic price level:	$P_t = \bar{S} P_t^*$	$P_t = \bar{S} P_t^*$
Equilibrium real cash balances:	$m^{\#} = \frac{\eta}{\pi^* + \delta} y$	$m^{**} = \frac{\eta}{(1+\eta)\pi^* + \delta} y$
Central bank balance sheet:	$M_t = \bar{S} R_t + D_t$	$M_t = \bar{S} R_t$
Foreign currency reserves:	$R_t = P_t^* m^{\#} - D_t / \bar{S}$	$R_t = P_t^* m^{**}$

For instance, a permanent negative output shock induces fall of equilibrium real cash balances. The new equilibrium level should be reached by the country losing foreign reserves, but the exhaustion level could well be reached beforehand, depending on the size of the shock. Figure 1 plots the adjustment path, assuming foreign inflation is nil ($\pi^* = 0$). On impact, consumption jumps so as to put the economy on the saddle path, but stays above its new equilibrium level (y_1). There is a trade deficit and the country loses reserves.

Figure 1

EXOGENOUS FALL IN y IN A CURRENCY BOARD REGIME (with $\pi^* = 0$)



Hence the proposition:

Unlike the central bank in the fixed exchange rate regime, the currency board cannot support any nominal exchange rate.

The moral of this very simple model is that, since a currency board is a very rigid system, and it does not have seigniorage as an additional source of money creation, compared to the fixed exchange rate regime, it has two drawbacks: a welfare cost in equilibrium in case of a positive foreign inflation, and the necessity to choose carefully the level of the nominal exchange rate because of a poorer ability to support any given exchange rate.

However, this very simple model is not suited to the analysis of a major argument in favor of currency boards: credibility. In order for credibility problems to materialize, there must be another asset that households can use too as an alternative to local money in case of anticipated inflation or currency depreciation. This is the subject of the next section of the paper where we introduce currency substitutability and substitution.

3. A Currency Board in an Economy with Currency Substitution

Incorporating Currency Substitution in the Model

Let us now consider the case of a small open economy in which two monies are used, namely the local currency and a foreign currency. In such an economy, speculative attacks on a fixed exchange rate regime or a currency board are feasible (*Krugman*, 1979) and credibility problems can materialize, in the form of anticipated regime changes. We study the conditions under which a currency board can resist speculative attacks. We keep the model simple, and introduce only one other asset in households' portfolio, namely foreign currency banknotes. Two kinds of crisis are analyzed, triggered either by an exogenous negative shock on output, or by an expected regime switch.

The representative household's program is the following:

$$\text{Max} \int_0^\infty U(c_t, m_t, f_t) e^{-\delta t} dt$$

$$\text{s.c.}: \dot{a}_t = y - c_t - \pi_t m_t + g_t \tag{31}$$

$$a_t = m_t + f_t \tag{32}$$

There are two assets, local currency (m) and foreign currency (f).

In order to simplify the analysis, we specify that the utility function is as follows:

$$U(c_t, m_t, f_t) = u(c_t) + h(m_t, f_t) \tag{33}$$

with: $u(c_t) = \ln c_t$ (34)

and $h(m_t, f_t) = \eta \ln m_t + (1-\eta) \ln f_t$ (35)

The first order conditions give consumption and money demand functions with variables c, m et f verifying:

$$\dot{c} = \frac{1}{u_{cc}}\left(-h_f + \delta u_c\right) \tag{36}$$

$$h_m - h_f = \pi_t u_c \tag{37}$$

$$\dot{m}_t + \dot{f}_t = y - c_t - \pi_t m_t + g_t \tag{38}$$

The macroeconomic model is completed with the following assumptions and conditions:

- Goods market equilibrium: $y_t = c_t + x_t$ (4)
- Purchasing power parity (PPP): $P_t = s_t P_t^*$ (5)
- Foreign exchange market (flow) equilibrium: $\dot{f}_t + \dot{R}_t = P_t^* x_t$ (39)
- Central bank balance sheet: $M_t = V_t + D_t$ (7)

where: $V_t = \int_0^t S_\theta \dot{R}_\theta d\theta + S_0 R_0$ (8)

- Government's budget constraint: $g_t = \dot{D}_t / P_t$ (9)

We focus in this section on the ability of the currency board to resist exogenous shocks, namely a shock on output and a shock on expectations. Therefore, we are more interested in the dynamics of the system rather than its steady state, and we introduce further simplifying assumptions.

- There are no public transfers: $g_t = \dot{D}_t / P_t = 0$. This rules out balance of payments crises due to inconsistent policies (such as providing the government with too high a level of seigniorage in a fixed exchange rate regime).
- Foreign inflation is nil. This eliminates the equilibrium welfare bias of the currency board that we pointed out in the previous section.

We study two types of shocks that may produce a balance of payments crisis: (i) a negative shock on output and (ii) an anticipated regime switch (treated in part four).

Adjustment under Flexible Exchange Rates after a Negative Shock on Output

Taking into account the specific form of the utility function, and assuming a constant quantity of money ($M_t = \bar{M}$), c, m, f and P evolve according to:

$$P = \bar{M}/m \qquad \text{hence:} \quad \pi = -\frac{\dot{m}}{m} \tag{41}$$

$$\dot{c} = -\delta c + (1-\eta)\frac{c^2}{f} \tag{42}$$

$$\dot{f} = y - c \tag{43}$$

$$\frac{\eta}{m} - \frac{1-\eta}{f} = \frac{\pi}{c} \tag{44}$$

Equations (41) and (44) yield:

$$\frac{\dot{m}}{m} = (1-\eta)\frac{c}{f} - \eta\frac{c}{m} \tag{45}$$

The stationary equilibrium is given by :

$$c^* = y \tag{46}$$

$$f^* = (1-\eta)y/\delta \tag{47}$$

$$m^* = [\eta/(1-\eta)]\, f^* = \eta\, y/\delta \tag{48}$$

$$P^* = \bar{M}/m^* \tag{49}$$

A decrease in y leads to a decrease in the equilibrium levels of consumption and real money balances. The degree of currency substitution (f/a) is determined only by preferences in equilibrium, and is unaffected by the output shock. The local currency depreciates (the price level increases).

The joint evolution of c and f is described by an autonomous system. It is represented in Figure 2a.

The convergent path implies a relationship between c and f, that we note:

$$c = \Gamma_F(f) \tag{50}$$

Linearizing $\Gamma_F()$ in the neighborhood of the steady state gives:

$$(c - c^*) = k_F\,(f - f^*) \tag{51}$$

$$\text{where} \quad k_F = \frac{\delta}{2}\left(\sqrt{\frac{5-\eta}{1-\eta}} - 1\right) > \delta \tag{52}$$

Figure 2

EXOGENOUS DECREASE IN *y* UNDER FLEXIBLE EXCHANGE RATES WITH CURRENCY SUBSTITUTION

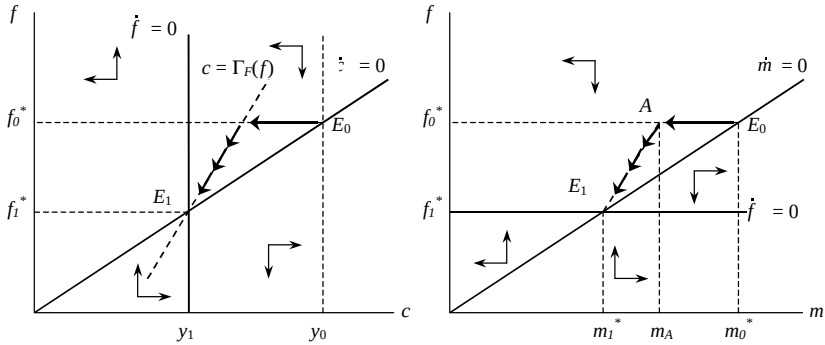


Figure 2a: paths of *f* and *c*. Figure 2b: paths of *f* and *m*.

From (45) and (50), the dynamics of local currency real balances, *m*, is then given by:

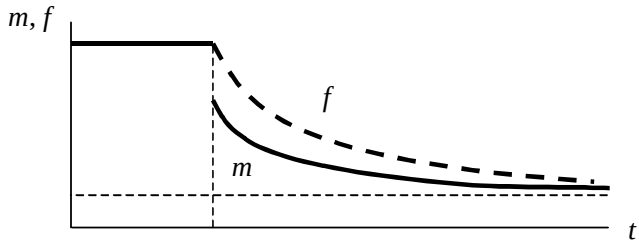
$$\frac{\dot{m}}{m} = (1-\eta)\frac{\Gamma_F(f)}{f} - \eta\frac{\Gamma_F(f)}{m} \tag{53}$$

The joint evolution of *m* and *f* is represented in Figure 2b.

The time path of *m* and *f* is qualitatively illustrated in Figure 3: the instant the sock happens, local currency depreciates, *m* jumps so as to converge towards steady state.

Figure 3

TIME PATH OF *m* AND *f*



A Negative Shock on Output in a Currency Board Regime

In a currency board regime, variables c, m, f move according to:

$$\dot{c} = -\delta c + (1-\eta)\frac{c^2}{f} \tag{42}$$

$$\frac{\eta}{m} - \frac{1-\eta}{f} = 0 \text{ hence: } \quad m = \frac{\eta}{(1-\eta)} f \tag{54}$$

$$\dot{m} + \dot{f} = y - c \tag{55}$$

From (54) and (55):

$$\dot{f} = (1-\eta)(y-c) \tag{56}$$

$$\text{and } \dot{m} = \eta(y-c) \tag{57}$$

Both types of banknotes are held in fixed proportions, given by preferences, at any instant. Moreover, and at any time, households can swap foreign currency notes for home currency notes.

The steady state is the same as under flexible exchange rates (equations 46 to 48):

$$c^* = y$$

$$f^* = (1-\eta)y/\delta$$

$$m^* = [\eta/(1-\eta)]\, f^* = \eta\, y/\delta$$

Taking into account portfolio choices (m proportional to f at any time, equation 54), the joint evolution of c and f is given, as under flexible exchange rates, by an autonomous subsystem.

The relationship between c and f on the convergent path is noted:

$$c = \Gamma_{CB}(f) \tag{58}$$

The evolution of the currency board system is illustrated in Figure 4.

During the adjustment process, the currency board looses foreign reserves (m decreases) and, as in the no currency substitution case, reserve can be exhausted and reach their floor level $\hat{R}$. If need be, households can now choose between two assets, which makes a speculative attack possible, if a devaluation is expected.

Figure 4

EXOGENOUS DECREASE IN y UNDER A CURRENCY BOARD REGIME WITH CURRENCY SUBSTITUTION

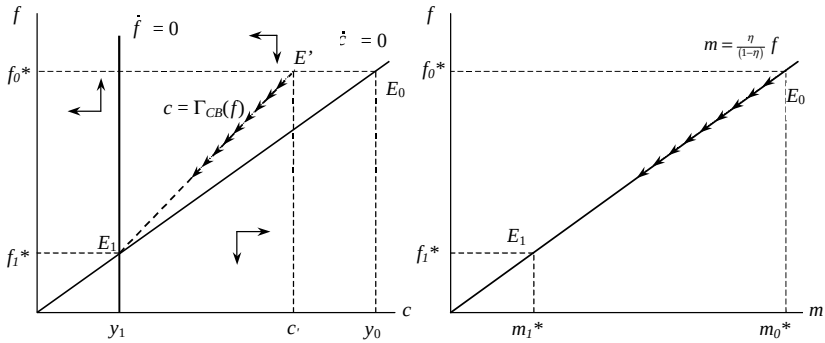


Figure 4a: paths of f and c. Figure 4b: paths of f and m.

Figure 5 illustrates the failure of the currency board. We assume that the economy is affected by a forceful shock that requires abandoning the fixed exchange rate: the equilibrium level of local currency real cash balances (m_1^*) is lower than the floor level ($\hat{m}$) assumed to allow to defend the exchange rate.

Linearizing $\Gamma_{CB}()$ in the neighbourhood of the steady state gives:

$$(c - c^*) = k_{CB}\,(f - f^*), \tag{59}$$

$$\text{with } k_{CB} = \frac{2\delta}{(1-\eta)\left(1+\sqrt{5}\right)} > k_F \tag{60}$$

Figure 5

THE CURRENCY BOARD FAILURE

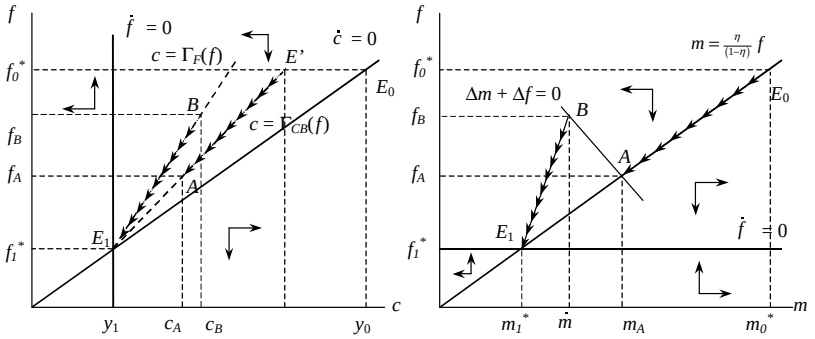


Figure 5a: paths of f and c. Figure 5b: paths of f and m.

Just after the shock, the economy evolves according to the 'currency board dynamics': consumption falls (jump from E_0 to E'), cash balances in local and foreign money (f and m) start diminishing (the economy moves along E_0A).

Since the move to the flexible exchange rate regime is perfectly anticipated, the exchange rate must not jump when it happens (*Krugman*,1979). Let us denote t the time at which the attack on the currency board happens. In Figure 5, the economy is at point A at τ_- and at point B at τ_+. We have:

- $m_{\tau+} = \hat{m}$ (reserve exhaustion means their falling to $\hat{m}$);
- $f_{\tau+} = f_{\tau-} + (m_{\tau-} - \hat{m})$ (reserves are transferred from the currency board's assets to the household assets);
- the point with coordinates $(m_{\tau+}, f_{\tau+})$ is on a path that converges to the stationary equilibrium (as BE_1) in Figure 5a.

The latter property determines the timing of the attack: it is the instant when reserves reach some level $m_{\tau-} = m_A$, the exhaustion of which increases household-held foreign currency balances to an amount $f_{\tau+}$ that puts the economy, described by $(m_{\tau+}, f_{\tau+})$, on a convergent path.

The timing of the attack is determined as follows.

The stationary equilibrium is the same before and after the speculative attack. We note γ, μ and φ – the deviations from steady state of c, m and f respectively. Trajectories are linearized around steady state.

Before the attack, we have $\mu = \frac{\eta}{1-\eta}\varphi$ and $\dot{\varphi} = -k_{CB}\varphi$, hence: $\mu_t = \mu_0 e^{-k_{CE}t}$ and $\mu_{\tau-} = \mu_0 e^{-k_{CB}\tau}$. At the time of the attack: $\varphi_{\tau+} - \varphi_{\tau-} = \mu_{\tau-} - \mu_{\tau+}$ where $\mu_{\tau-} = \frac{\eta}{1-\eta}\varphi_{\tau-}$ and $\mu_{\tau+} = \frac{\eta}{1-\eta}\frac{\delta}{\delta+k_F}\varphi_{\tau+}$. So, τ verifies: $\mu_0 e^{-k_{CB}\tau} = \eta\left(1+\frac{1-\eta}{\eta}\frac{k_F+\delta}{\delta}\right)\mu_{\tau+}$.

Hence, if $\mu_{\tau+} = \hat{m} - m^* > 0$: $\tau = \frac{1}{(1-\eta)k_{CB}}\left(\ln\left[\eta+(1-\eta)\left(1+\frac{k_F}{\delta}\right)\right]+\ln\left[\mu_0/\mu_{\tau+}\right]\right)$, or:

$$\tau = \frac{1}{(1-\eta)k_{CB}}\left(\ln\left[\eta+(1-\eta)\left(1+\frac{k_F}{\delta}\right)\right]-\ln\left[1-(m_0-\hat{m})/(m_0-m^*)\right]\right) \qquad (61)$$

Equation (61) shows that the more violent the shock sustained by the economy (the larger $m_0 - m^*$), or the smaller the initial reserves (the smaller $m_0 - \hat{m}$), the earlier the attack (the smaller τ).

We show now that the speculative attack produces an instantaneous increase in consumption, as in Figure 5a.

After the attack (for $t > \tau$): $\dot{\mu} = \delta\mu - \frac{\eta\delta}{1-\eta}\varphi$; $\dot{\varphi} = -k_F\varphi$; $\gamma = k_F\varphi$.

Solving for μ and φ yields:

$$\varphi_t = e^{-k_F(t-\tau)}\varphi_{\tau+}$$

$$\mu_t = \frac{\eta}{1-\eta}\frac{\delta}{\delta+k_F}e^{-k_F(t-\tau)}\varphi_{\tau+} + e^{\delta(t-\tau)}\left(\mu_{\tau+} - \frac{\eta}{1-\eta}\frac{\delta}{\delta+k_F}\varphi_{\tau+}\right)$$

The convergence of m towards m^*, i.e. that of μ towards 0, implies: $\mu_{\tau+} = \frac{\eta}{1-\eta}\frac{\delta}{\delta+k_F}\varphi_{\tau+}$. Hence, since $\gamma = k_F\varphi$:

$$\gamma_{\tau+} = k_F\frac{\delta+k_F}{\delta}\frac{1-\eta}{\eta}\mu_{\tau+} \tag{62}$$

Before the attack (for $t < \tau$): $\mu = \frac{\eta}{1-\eta}\varphi$; $\gamma = k_{CB}\varphi$.

Hence: $\gamma_{\tau-} = k_{CB}\frac{1-\eta}{\eta}\mu_{\tau-}$.

Since the speculative attacks implies: $\varphi_{\tau+} - \varphi_{\tau-} = \mu_{\tau-} - \mu_{\tau+}$, we finally have:

$$\gamma_{\tau-} = k_{CB}(1-\eta)\left(1+\frac{k_F+\delta}{\delta}\frac{1-\eta}{\eta}\right)\mu_{\tau+} \tag{63}$$

Comparing (62) and (63), and using the definition of k_F in (52) and k_{CB} in (60), it is easy to show that: $\gamma_{\tau+} > \gamma_{\tau-}$.

The obvious implication of currency substitution is that it makes speculative attacks possible, which are the sign of credibility problems for the exchange rate regime, either fixed or, as analyzed here, currency board. Bearing in mind the previous section model, we can discuss whether the government should forbid the use of foreign currencies in order to protect the currency board. Anyway, if it is not officially authorized, the foreign currency can always be used on the black market.

The exhaustion level of reserves ($\hat{R}$) plays a crucial role in the analysis. It should be clear that it needs not be objective: it should be interpreted as "expected", that is as the amount of foreign currency reserve below which private agents expect the government to give up defending the exchange rate.

Two implications can then be drawn for the currency board. First, the larger the external shocks sustained by the economy, the more precarious the currency board, and the more necessary the commitment of the currency board to defend the currency until reserves are really exhausted (the commitment to an official $\hat{R}$ equal to 0). Second, the morals of the case studied here can possibly be taken as an argument in favor of an external support of the currency board by international institutions in face of temporary shocks.

4. Can the Currency Board Stand a 'Self-fulfilling' Exchange Rate Crisis?

We now study the effects of a pure shock on expectations. At time 0, households expect that the currency board will be abandoned at some later date, and switched to a flexible exchange rate regime, with the money growth rate increasing from $\dot{M}/M = 0$ to $\dot{M}/M = \mu > 0$.

The Dynamics of the Flexible Exchange Rate Regime with $\mu > 0$

We have the same system as equations (41) to (44) with equation (41) modified to take into account that $\mu > 0$:

$$\pi = \mu - \frac{\dot{m}}{m} \tag{41m}$$

$$\dot{c} = -\delta c + (1-\eta)\frac{c^2}{f} \tag{42}$$

$$\dot{f} = y - c \tag{43}$$

$$\frac{\eta}{m} - \frac{1-\eta}{f} = \frac{\pi}{c} \tag{44}$$

The joint evolution of c and f, given by equations (42) and (43), is independent of μ. The convergent trajectory is as in the previous section, $c = \Gamma_F(f)$ or, after linearizing around the steady state:

$$(c - c^*) = k_F\,(f - f^*) \tag{51}$$

Only the time path of m changes from the previous scenario. We now have, instead of (45):

$$\frac{\dot{m}}{m} = \mu + (1-\eta)\frac{c}{f} - \eta\frac{c}{m} \tag{45m}$$

After substituting for $c = \Gamma_F(f)$, it can be written:

$$\dot{m} = \left[\mu + (1-\eta)\frac{\Gamma_F(f)}{f}\right]m - \eta\Gamma_F(f) \tag{53m}$$

The stationary equilibrium is given by:

$$c^* = y \tag{46}$$

$$f^* = (1-\eta)y/\delta \tag{47}$$

$$m^* = \eta\, y/(\mu + \delta) \tag{48m}$$

$$\pi^* = \mu \tag{49m}$$

We then have:

$$\dot{m} = 0 \text{ if and only if } m = \frac{\eta}{1-\eta+\mu\frac{f}{\Gamma_F(f)}} f < \frac{\eta}{(1-\eta)} f .$$

Figure 6

UNEXPECTED INCREASE IN μ UNDER FLEXIBLE EXCHANGE RATES

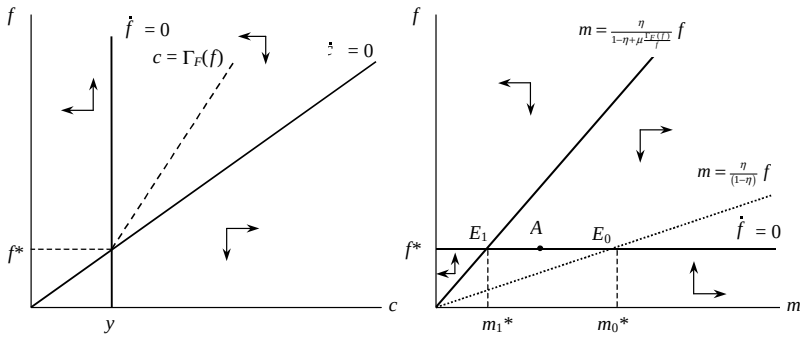


Figure 6a : paths of f and c. Figure 6b: paths of f and m.

An unexpected increase in μ produces the following effects, illustrated in Figure 6. Just after the shock, real local money balances, equal to m_0^*, are higher than their equilibrium level, and on a divergent path, since $\dot{m} = (\mu - \pi) m$ with $\mu > 0$ and $\pi = 0$, whereas as foreign currency real balances and consumption are at their (unchanged) equilibrium level. An instantaneous depreciation of the local currency happens (jump in P), that produces the instantaneous jump of m to its equilibrium level (given M): the economy jumps from point E_0 to point E_1.

If the increase in μ is anticipated at $t = 0$ for $t = T$, we have the following effects. The steady state values and the time paths of c and f are left unchanged: these variables stay at their equilibrium level. Only m is affected. Its trajectory is given by:

$\dot{m} = \delta(m - m_0^*)$ from $t = 0$ to $t = T$ (since $\dot{M}/M = 0$)

If we eliminate divergent paths (exchange rate bubbles), this trajectory leads to $m = m_1^*$ at $t = T$. We then have:

$$m_0 = e^{-\delta T} m_1^* + \left(1 - e^{-\delta T}\right) m_0^* \equiv m_A$$

At time $t = 0$, the exchange rate jumps so that m jumps to m_A. It keeps on increasing from $t = 0$ to $t = T$. In Figure 6, the economy jumps from point E_0 to point A, at $t = 0$, and then diverges away from E_0 to reach point E_1 at time $t = T$.

The 'Self-fulfilling' Crisis under a Currency Board Regime

Assume now that the economy is at a stationary equilibrium under a currency board regime, and that, at $t = 0$, households expect the end of the regime for date $t = T > 0$, and a switch at that time to a flexible exchange rate regime with $\dot{M}/M = \mu > 0$.

The initial stationary equilibrium is described by: $c = c^*$; $f = f^*$; $m = m_0^*$.

The expected final equilibrium has only a different value for m: $m_1^* < m_0^*$.

Assume that households expect the regime switch to exhaust foreign reserves, that is: $m_1^* < \hat{m}$. The transition has the following characteristics.

- The exchange rate must not jump at time T, since the transition is perfectly anticipated, so that the economy reaches, at time T, the convergent path that leads to the final equilibrium ($c = c^*$; $f = f^*$; $m = m_1^*$).
- As long as the currency board operates, households can swap local for foreign money at any time, but the optimum portfolio has constant shares of foreign and home currencies, $f^* = (1-\eta)y/\delta$ and $m^* = \eta\, y/\delta = m_0^*$. Therefore, the currency swap must lead to the end of the currency board and the switch to a flexible exchange rate regime.
- Since we assume that reserves are expected to become exhausted, the currency board must "blow up" as soon as household form their expectations ($t = 0$).
- The economy jumps instantaneously to a flexible exchange rate regime with $\dot{M}/M = 0$, until $t = T$. The nominal exchange rate possibly jumps at $t = 0$.

The crisis is illustrated in Figure 7.

Figure 7

SWITCH FROM A CURRENCY BOARD TO A FLEXIBLE EXCHANGE RATE REGIME WITH μ > 0

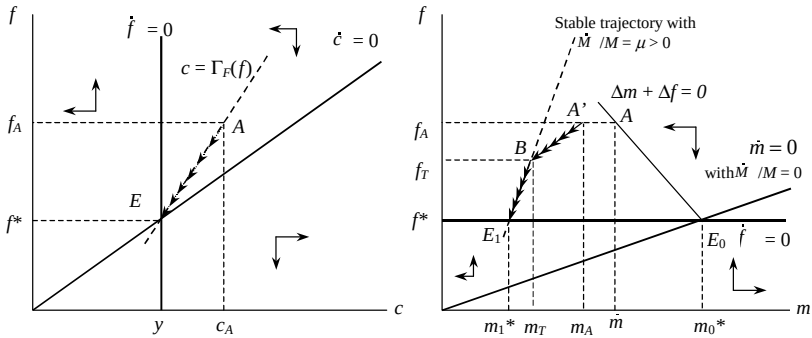


Figure 7a: paths of *f* and *c*. Figure 7b: paths of *f* and *m*.

At time $t = 0$, an attack exhausts reserve (jump from point E_0 to point A in Figure 7b). Local currency is possibly devalued at the same time (jump from point A to point A').

Along $A'B$, the economy is in a flexible exchange rate regime with $\dot{M}/M = 0$. Real foreign cash balances are higher than desired, and consumers get rid of the excess balances by consuming more than current income, which produces a trade deficit. The local currency depreciates continuously, hence the continuous decrease in m, so as to keep the currency portfolio in compliance with the stable path in a flexible exchange rate regime with $\dot{M}/M = 0$.

Point B is reached at time $t = T$.

The currency board cannot defend the nominal exchange rate since, while consumers have too much foreign currency, they do not stand ready to exchange it for local currency with the board. At point B, m is still higher than its equilibrium level. Rather than going to the currency board's counter, they go to the goods market to get rid of excess foreign currency cash.

Eventually, it does not mater whether or not the local money growth rate increases to $\mu > 0$ at time $t = T$. In this sense, it must be noted that the crisis is not strictly speaking self-fulfilling. The simple fact that it has been expected has caused the end of the currency board, and the depreciation of the local currency.

To get this result, we have assumed a very unfavorable conjunction of expectations. Households are supposed to expect a large increase in the local money growth rate (μ) after the regime switch at date T, so that equilibrium real cash balances fall below the reserve exhaustion level, $m_1^* < \hat{m}$. What could justify such expectations apart from sheer sunspots? A large public debt to be monetized or a deep public deficit to be financed by money creation (which are not explicitly modelled here), and some doubt about the credibility of the institutional arrangement (see *McCallum,* 1995, 1996).

There must also be a level of foreign currency reserves $\hat{m}$, not necessarily objective, as mentioned earlier, under which the currency board is expected to be no longer defendable.

The lesson for the currency board is that it does not bring credibility *per se.* It must be set up as part of a broader institutional reform that must be consistent as a whole.

5. Conclusion and Remarks

In this paper we presented an abstract formal MIU model of orthodox CB allowing us to examine the underlying resilience of this monetary regime to various types of shocks. Although simplified, the model (presented consecutively in two stages – with national money as the only asset, and through integration of money substitution) makes it possible to draw conclusions on the comparative efficiency of the flexible exchange rate, the fixed exchange rate and the CB regimes. For instance, within the one-asset model we found that when steady state inflation performance is strictly positive and the same in the three regimes, steady state household utility is lower in the currency board regime, and that it is necessary to choose very carefully the level of the nominal exchange rate in the currency board regime because of a poorer ability to support any given exchange rate.

Integrating money substitution in the model adds a new source of instability in the utility function for, along with the possibilities for switch from consumption to national money and vice versa, two other pairs emerge: consumption – foreign money and foreign money – national money. Within the model with money substitution the reactions of the CB are presented, i.e. its resistance to both exogenous shocks (on income) and reversal in consumers' expectations about CB stability. The sheer expectation of exiting the CB and transition to some form of flexible exchange rate "dooms" the CB to failure. This theoretical case has direct practical implications for the euro-accession countries. According to the standard procedure for euro zone membership, they must go through the ERM II, which entails exit of the CB.[3] In this line of reasoning, any "anticipated" CB exit, and without support from the ECB, could bring about a preliminary CB crisis and spontaneous euroization of these countries. This case could also be taken as an argument in favor of an external support for a CB by international institutions in face of temporary shocks.

In general, our model is a positive description of the dynamics of orthodox CB. In our view, an important advantage of the model is the possibility to make different normative prescriptions for the operation of the CB on the basis of the results. Thus instability and volatility of the CB can be interpreted both in favor of transition to a flexible exchange rate and in favor of full dollarization or euroization, or as the need of external support to the CB (e.g. the ECB).

[3] Although the European Commission pointed out that the CB is principally in compliance with ERM II, the question how this transformation will take place from the legal point of view is not answered, and there is no clear strategic plan different from the standard procedure.

Our model has a number of fundamental and technical limitations and we are aware of them. While technical limitations can be overcome, the fundamental ones are rather a matter of choice. Therefore we will consider them in brief. *First*, integrating money in the utility and assuming $u_{cm} = 0$ has its shortcomings which are known. In general, the function of money as a medium of exchange is underestimated and the focus is placed on money as an asset. Alternative possibilities for base models integrating money can be the cash in advance model or the overlapping generation model, which also have their limitations (*Lavigne and Pollin*, 1997). *Second*, because our model does not include banks, it disregards an essential difference and compatibility between exchange rate regime and monetary regime (*Schuler*, 1999). Actually, the CB differs significantly from the fixed exchange rate regime because of the institutional characteristics of money supply.

Some of the simplifications of the model can be overcome by bringing it closer to reality. This can be done by integrating consecutively new elements into the CB model. The model can develop in the following directions: (i) differentiation between tradable and nontradable sectors which would affect seriously inflation and real exchange rate dynamics, but not necessarily steady states, (ii) integrating capital flows into the model (i.e. to overcome balance of payments and current account overlapping) and hence the importance of interest rates, and (iii) integrating the banking system and the money multiplier, i.e. lifting the limitation for reserve money and money stock overlapping. A new extension is possible within the banking system, taking into account the microeconomic behavior of the banking system and the whole range of problems relating to asymmetric information. These new segments in the model have dual function: on the one hand, they provide opportunity for balancing and overcoming the rigidity of the initial model, on the other hand, they create possibilities for new sources of instability in the CB mechanism.

A further step, parallel to the theoretical sophistication, would be empirical testing and simulation of shocks in the model with empirical data. VAR models provide appropriate tools to examine mutual reactions to certain behavioral functions (e.g. (y/c), (c/m), (c/f), (m/f)), as well as their reaction to a number of exogenous shocks.

References

Blanchard, O., S. Fischer (1989) Lectures on Macroeconomics, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London.

Calvo, G. (1981) Devaluation: Levels versus Rates, *Journal of International Economics*, 11, pp. 165–172.

Carlson, J., N. Valev (2001) Credibility of a New Monetary Regime: The Currency Board in Bulgaria, *Journal of Monetary Economics*, June.

Chang, R., A. Velasco (2001) Financial Fragility and the Exchange Rate Regime, *Journal of Economic Theory*, 92, pp. 1–34.

Dornbusch, R., J. Frenkel (1984) The Gold Standard Crisis of 1847, *Journal of International Economics*, 16, pp. 1–27.

Freytag, A. (2002) Exchange Rate Arrangements, Economic Policy and Inflation: Empirical Evidence for Latin America, *mimeo*.

Ghosh, A., A–M. Gulde, H. Wolf (2000) Currency Boards: More than a Quick Fix? *Economic Policy*, 15, 31, pp. 269–335.

Haan, J., H. Berger, E. Fraassen (2001) How to Reduce Inflation: An independent Central Bank or a Currency Board? The Experience of the Baltic Countries, *Journal of Emerging Markets*, Vol. 3, No. 4, pp. 218–243.

Hanke, S. (2002) Currency Boards, *Annals of American Academy of Political and Social Science*, 579, pp. 87–105.

Hanke, S., K. Shuler (1994) *Currency Boards for Developing Countries*, San Francisco, International Centre for Economic Growth.

Helpman, E. (1981) An Exploration in the Theory of Exchange Rate Regimes, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 51, pp. 865–890.

Ho, C. (2001) Contemplating the Credibility of Currency Boards, BIS, *mimeo*.

Krugman, P. (1979) A Model of Balance of Payments Crisis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, pp. 311–325.

Lavigne, A., J–P. Pollin (1997) Les théories de la monnaie, La Découverte, Paris.

McCallum, B. (1995) Two Fallacies Concerning Central Bank Independence, *American Economic Review*, Vol. 85, No. 2, May, 207–211.

McCallum, B. (1996) Crucial Issues Concerning Central Bank Independence, *NBER Working Paper* No. 5597.

Morin, S. (2002) Currency Boards and Banking Fragility. A Modelling Attempt, *mimeo*.

Nenovsky, N., K. Hristov (2002) New Currency Boards and Discretion. The Empirical Evidence from Bulgaria, *Economic Systems*, March, Vol. 26, No. 1, pp. 55–72.

Nenovsky, N., K. Hristov, M. Mihaylov (2002) Comparing institutional and organizational design of Currency Boards in transition countries, *Eastern European Economics*, January–February, Vol. 40, pp. 3–36.

Schuler, K. (1999). The Problem With Pegged Exchange Rates, Kyklos, 52, pp. 83–102.

Tsang, S–K., Y. Ma (2002) Currency Substitution and Speculative Attacks on a Currency Board System, *Journal of International Money and Finance*, 21.

Vinhas de Souza, L. (2002) Integrated Monetary and Exchange Rate Framework, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2002–054/2.

DP/36/2003

Съставен конюнктурен индикатор за българската промишленост

Цветан Цалински

Резюме. Настоящото изследване представлява опит за конструиране на съставен (водещ) индикатор за българската промишленост. Използвана е информация от бизнесанкетата на Националния статистически институт, която се извършва по методология, хармонизирана с ЕС. Целта е да се покаже обвързаност с реален производствен показател (в случая сезонно изгладения индекс на промишлените продажби) и да се изследва пригодността на получения съставен конюнктурен индикатор за прогнозиране на колебанията на производството. Изводът, до който се достига, е, че съществува системна обвързаност между показателите, генерирани от бизнесанкетата, и референтния ред на индекса на промишлените продажби. Освен изчисляването на коефициент на корелация за установяване наличието на взаимна обвързаност са използвани и иконометрични техники, като тестове за наличие на единичен корен и тест за коинтеграция.

Abstract. This discussion paper sets out an attempt at constructing a composite (leading) indicator for Bulgaria's industry. The data used come from business tendency surveys conducted by the National Statistical Institute according to a harmonized methodology proposed by the European Commission. The purpose of the paper is to establish a systematic relationship between the indicator and a reference series measuring economic activity, in this case, the seasonally adjusted index of industrial sales. Evidence is found that indeed there is such a relationship between the survey-generated indicators (hence, the composite indicator) and the reference series. Quantitative tests include correlations, unit root tests and a test for cointegration.

Съдържание

I. Индикаторният подход .....

1. Същност .....
2. Конструиране на агрегирани (съставни) индекси .....
3. Изисквания към данните. Избор на съставящи редове
4. Изводи за икономическата политика .....

II. Използване на бизнесанкети за конструиране на циклични индикатори .....

1. Същност и технология .....
2. Свойства на резултатите .....
3. Бизнесанкети в България .....

III. Индикаторна система за българската промишленост .....

1. Избор на референтен ред .....
2. Избор на съставящи индикатори .....
3. Нестационарност .....
4. Коинтеграция .....

IV. Заключение .....

Литература .....

Цветан Цалински е експерт в дирекция „Икономически изследвания и прогнози“, управление „Банково“ в БНБ. Преди това е работил в Агенцията за икономически анализи и прогнози. Има магистърска степен по Статистика и иконометрия от Стопанския факултет на Софийския университет „Св. Кл. Охридски“, e-mail: tsalinski.t@bnbank.org, тел. 1960.

Благодаря на М. Ненова и В. Йоцов за подкрепата и насърчаването в работата по подготовката на публикацията; на проф. Франц Зайц от Университета за приложни науки на Амберг-Вайден, Германия, и доц. Ст. Кайл от Университета Корнел, Итака, САЩ, за идеите и съветите за конструирането на индикатора – предмет на настоящата разработка.

I. Индикаторният подход

1. Същност

Икономическите индикатори са данни с описателен характер или данни, отразяващи очакванията на икономическите агенти, използвани като инструмент за икономически анализ и прогнозиране. *Индикаторният подход е система от данни и процедури за наблюдаване, сигнализиране и потвърждаване на* ***циклични изменения*** *и, по-конкретно, на точки на обрат в икономиката.* Използваните за тази цел временни редове се избират заради системната им връзка с бизнесциклите и се наричат *циклични индикатори*. Системната връзка се състои в теоретически обоснована и емпирично установена зависимост между съответния индикатор и бизнесцикъла. В зависимост от времевото си съотношение спрямо бизнесцикъла индикаторите биват водещи, синхронни и закъсняващи.

Тази класификация не е изчерпателна и невинаги е лесно осъществима. Съществуват индикатори, чието движение не съответства на бизнесцикъла, както и такива със смесен характер, например изпреварващи върха на цикъла, но достигащи дъното си, след като възстановяването е започнало. Също така е възможно да настъпят промени в характера на индикаторите поради структурни изменения на икономиката.

Обикновено водещи индикатори са променливи за потоци и цени, които са силно чувствителни към циклични влияния, както и към краткотрайни случайни сътресения, и затова при тях се наблюдават значителни циклични нараствания и спадове и голяма неустойчивост.

Причините за относителната стабилност на наблюдаваните времеви съотношения между индикаторите и референтната хронология се дължат на наличието на установени процедурни и технологични зависимости, в т. ч. характера на механизмите за сключване, изпълнение и финансиране на сделките за придобиване на производствени активи или стоки за крайно потребление, връзката *себестойност – цени – производителност – печалба* и пр.

Развитието на индикаторния подход и индикаторите от самото начало е мотивирано от необходимостта за навременно установяване и предсказване на точките на обрат на бизнесцикъла. Целта на подхода е да се анализира текущата стопанска конюнк-

тура и да се прогнозират, разпознават, измерват и изследват периодите на рецесия и възстановяване. В съответствие с това подходът използва предимно месечни и в по-малка степен тримесечни данни. Най-общо казано, това са ендогенни променливи (и в по-малка степен екзогенни „първични двигатели“, на които традиционните макромодели разчитат за обясняването на бизнес-циклите), т. е. те влияят на икономиката и се влияят от нея.

Водещите индикатори дават ранен сигнал за вероятно настъпване на точка на обрат. Синхронните и изоставащите индикатори потвърждават или отхвърлят верността на получения сигнал. Индикаторите са неотменими в анализа на текущото състояние и изгледите за близкото бъдеще на икономиката. Затова необходимите данни трябва системно да бъдат събирани, следени и от тях да бъдат изготвяни подходящи съставни индекси.

2. Конструиране на агрегирани (съставни) индекси

Изводът, до който се стига в литературата, е, че няма единствена доказана и общоприета причина за всички наблюдавани бизнесцикли. По-скоро съществуват правдоподобни и взаимно-неизключващи се хипотези. По подобен начин няма единствена точно определена поредица от симптоми, която неизменно да предвещава рецесия или експанзия. По-скоро са налице често наблюдавани закономерности, които проявяват известна устойчивост и играят съществена роля при бизнесцикъла, но в никой случай не са неизменни. Всеки цикъл се проявява чрез смесица от общи и строго индивидуални характеристики. Определени системни изменения в краткосрочната макроикономическа динамика могат да бъдат свързани с дългосрочни структурни изменения на икономиката, институциите и ролята на правителствената политика.

Поведението на отделните индикатори във всеки един момент е различно в зависимост от преобладаващите причинители и проявяването на действието им. *За да се увеличи вероятността от получаването на достоверни сигнали,* **първо,** е целесъобразно да се разчита на диверсифицирана група от водещи индикатори с проявен потенциал за предсказване. Това предполага комбинирането на подбрани водещи индикатори в конструиран по подходящ начин индекс (съставен индикатор) и следене на динамиката

както на индекса, така и на съставящите го индикатори. Същото важи и за синхронните и изоставащите съставни индикатори.

Второ, *грешките в измерването за отделните индикатори често са големи*, особено що се отнася до най-актуалните наблюдения, базирани на предварителни данни. Рискът от подвеждане може да бъде намален, като се разглеждат сигналите от набор от свързани индикатори. Между тях обаче трябва да съществува диференциация, а не да са алтернативен начин за представяне на една и съща променлива. В противен случай може да се стигне до надценяване на теглата на някои елементи на съставния индекс.

Третата причина е, че *чрез агрегирането се намалява „шумът“* и се улеснява прогнозирането. По принцип индикаторите реагират не само на продължителни циклични колебания, но и на чести сътресения от всякакво естество, например стачки, войни или чисто субективни фактори. Това важи особено за чувствителните водещи индикатори. Следователно месечната динамика на тези редове (след отстраняване на сезонните елементи) обикновено по-скоро отразява краткотрайното блуждаене, а не дългосрочното циклично движение. Чрез комбинирането на редовете в един общ съставен индекс част от този шум се отстранява, т. е. един добре конструиран съставен индекс може да бъде значително *по-гладък* от съставящите го.

Заключението от тези аргументи за конструирането на индекси от избрани редове със сходна тенденция във времето е, че неуспехът на конкретен индикатор не компрометира метода. Поскоро такъв неуспех е лош атестат за самия индикатор и повторението му може да доведе до неговото обезсилване и отпадане. Освен ако съответстващият му икономически процес не претърпи съществена промяна, проблемът се свежда до намирането на по-добър измерител чрез подобряване качеството на индикатора или заместването му с друг със задоволителни прогностични свойства. От друга страна, ако този неуспех дори в един-единствен случай се разпространи върху основната част от съставящите индикатори, това би представило целия подход в неблагоприятна светлина. Възприети са разнообразни подходи, съответно изчислителни процедури, за конструиране на съставни индекси. Обикновено най-важната стъпка в тях е стандартизирането им, за да не се допусне доминирането на компонентите с голяма волатилност [4]. Друг възможен подход е прилагането на факторен анализ [2].

3. Изисквания към данните. Избор на съставящи редове

Съставните редове се конструират от няколко съставящи динамични реда от икономически показатели, които се избират според следните критерии:

Икономическа значимост: трябва да е налице икономическа причина за наличието на изпреварване спрямо референтния ред. Характеристиките, които правят даден динамичен ред подходящ за компонент на съставен водещ индикатор, могат да бъдат различни. Обикновено това са показатели, които:

1. предизвикват колебания (флуктуации) в икономическата активност, т. нар. „първични двигатели“, например лихвени проценти, условия на търговия, индикатори за чужди икономики, парични агрегати;
2. изразяват очакванията на икономическите субекти, например анкети сред фирмите или потребителите, по-конкретно отговори на въпроси относно динамиката на цените, производството, състоянието на икономиката (*бизнесситуацията*), цени на акциите, цени на суровини и материали;
3. измерват икономическата активност в ранните фази на производство, например поръчки, разрешителни за строеж, започнато строителство, нововъзникнали фирми, свободни работни места;
4. реагират бързо на промените в икономическата активност, например отработено време, печалби, запаси, затруднения пред производството;
5. отразяват: производство на определени отрасли; продажби на дребно; регистрация на автомобили; уволнения, новоназначения, молби за обезщетение срещу безработица; ценови индекси; разходи за труд на единица продукция; натоварване на мощностите; заетост; други [8, 10, 13].

Циклично поведение: циклите на съответния индикатор трябва да предхождат референтния цикъл, не трябва да има излишни или липсващи цикли, интервалът на изпреварване на точките на обрат трябва да е устойчив през разглеждания период.

Качество на данните: статистическият обхват на данните трябва да е достатъчно обширен; за предпочитане е редовете да са с месечна, а не тримесечна честота; данните трябва да са нав-

ременни и леснодостъпни, да нямат прекъсвания и да не се извършват твърде чести и драстични промени в методологията на изготвяне на показателите.

4. Изводи за икономическата политика

Съставните водещи индикатори са прост инструмент за емпиричен анализ на леснодостъпни данни. Те осигуряват навременна и съществена информация за настоящата и бъдещата икономическа ситуация. Това, което ги прави особено полезни, е, че се публикуват с по-малко закъснение от показателите, които пряко измерват икономическата активност. Например тримесечните данни за БВП излизат с много по-голямо закъснение, а освен това подлежат на няколкократно последващо актуализиране. *Съставните водещи индикатори са важен инструмент в краткосрочното прогнозиране и са важно допълнение към количествените методи за дългосрочно прогнозиране, основаващи се на иконометрични и макроикономически модели.*

Сигналите, които се генерират от различните системи от (най-вече водещи) индикатори, са изключително важен източник на информация при изработването и провеждането на икономическата политика на правителството, а също така за вземането на управленски решения от мениджърите на фирмите.

При формулирането и провеждането на (стабилизационна) макроикономическа политика се наблюдават два вида лаг: вътрешен и външен. **Вътрешният лаг** е времето между настъпването на някакво сътресение в икономиката и предприемането на мерки за противодействие. Това е времето, необходимо за установяване на настъпилото сътресение, а впоследствие за формулиране на противодействащия набор от мерки. **Външният лаг** е времето между провеждането на мерките и проявяването на ефекта им върху икономиката.

Очевидно системите от индикатори биха могли да дадат полезна информация, която да съкрати и двата вида лаг. По отношение на вътрешния лаг системите от водещи индикатори биха могли да намалят времето за установяването на сътресението чрез изпреварващия сигнал, който дават. За съкращаването на вътрешния лаг от съществено значение е качеството на работата на органите, които се занимават със събирането, обработването и разпространяване на статистическа информация (статистичес-

ки институти, централна банка, административни органи и пр.) Друг съществен аспект е тясното и навременно взаимодействие на тези органи с аналитичните звена на правителствените органи, отговорни за формулирането и провеждането на икономическата политика.

Водещите индикатори могат да дадат и *относително* по-навременна информация за ефекта от провежданата политика. За да могат правителствата да разчитат на достоверността на тези сигнали, е необходимо да има прозрачност, предвидимост и последователност при провеждането на икономическата политика (напр. мерки за удължаване на експанзиите, предотвратяване на рецесиите).

II. Използване на бизнесанкети за конструиране на циклични индикатори

1. Същност и технология

Бизнесанкетите събират информация от *качествен характер* от стопански ръководители относно *оценката им за текущото състояние на икономиката/фирмата и техните намерения и очаквания за близкото бъдеще*. Основната характеристика на бизнесанкетите е, че въпросите в тях не се отнасят до точни числа, а до оценката на анкетираните за текущата (настоящата) или бъдещата (след 3–6 месеца) бизнесситуация, производствена активност, равнище на цените и пр. в сравнение с „нормалното“ състояние (въпроси за *нивото*) или за наблюдаваната (очакваната) посока на изменение, т. е. *тенденцията*. Отговорите обикновено са от вида „над нормалното/нормално/под нормалното“, „добро/задоволително/лошо“ или „повишение (подобряване)/без изменение/намаление (влошаване)“, т. е. има 2 полярни и една неутрална алтернатива. При обработването на резултатите от анкетата на отговорите се дава числов израз, като за полярните отговори се въвежда стойност ±1, а на неутралните – 0.

Получените отговори обикновено се претеглят според размера[1] на фирмата респондент и за удобство резултатите се представят като едно число. В случая на въпросите с троен избор данни-

[1] Като тегла обикновено се използват различни количествени мерки, отчитащи значимостта на отчетната единица в стопанския оборот – дял в добавената стойност, продажбите, заетостта и пр.

те обикновено се представят във формата на процентен баланс[2]. Неутралните отговори се пренебрегват и балансът се получава от разликата между претеглените относителни дялове на анкетираните, даващи положителен и отрицателен отговор. В случая на въпроси с две алтернативи, напр. „Планирате ли инвестиции в ДМА?“ – „да или не“, резултатът е претегленият относителен дял на фирмите, отговорили с „да“.

В някои случаи от анкетираните се очаква да посочат една или няколко възможности, изброени в списък. Тогава резултатът, който се представя, е претегленият относителен дял на фирмите, посочили съответния отговор[3]. Последният тип въпроси се използва, за да се получи информация относно ограничаващи фактори (затруднения) пред производството, инвестициите, подобряването на бизнесситуацията или относно вида на планираните инвестиции, степента на натоварване на мощностите и пр.

Видът на информацията, събирана чрез бизнесанкети (най-вече използването на редна, а не абсолютна скала за повечето променливи), прави тези редове силно чувствителни към развитието на бизнесцикъла. Съществуват теоретически и практически причини за това данните от бизнесанкетите да се проявяват като водещи цикъла в производството. Това отчасти се обяснява от техния замисъл и обстоятелството, че бизнесанкетите събират информация за оценки и *очаквания* за основни икономически параметри (променливи) и намерения за реализиране на стопанска дейност.

2. Свойства на резултатите

Резултатите от бизнесанкетите са добри циклични индикатори поради следните причини:

• *Значимост на индикаторите*. В сравнение с традиционните статистически изследвания, които покриват само една или няколко свързани променливи от една област на икономиката, бизнесанкетите събират информация за широк спектър от променливи, подбрани според възможността чрез тях да се следи бизнесцикълът. Предимство имат променливите, които измерват ранните фази на производството (например новопостъпили поръч-

[2] В Приложение 1 такива въпроси са с код B** (B=Balance).
[3] В Приложение 1 такива въпроси са с код S*** (S=Share).

ки, поръчки за изпълнение), реагират бързо на промени в икономическата активност (напр. ниво на запасите), измерват очакванията или са чувствителни към очакванията (напр. оценката за състоянието на икономиката/бизнесситуацията или перспективите за развитието ѝ). Анкетите събират информация за очаквания, т. е. за развитието в бъдеще на ключови икономически параметри, което ги прави изключително подходящи като водещи индикатори. Освен това обхватът на информацията, събирана чрез бизнесанкети, надхвърля този на традиционните (количествени) статистически изследвания. Информация от качествен характер може да се събира за променливи, които е трудно или невъзможно да се измерят с конвенционални методи, напр. натоварването на мощностите, производствени затруднения и възгледи за състоянието на икономиката. Тези индикатори на доверието отразяват оценките и очакванията на бизнесмените, които обикновено са на мнение, че нито периодите на просперитет, нито по-малко успешните периоди продължават вечно.

• *Водене*. Променливите, разглеждани от бизнесанкетите, дават ранна информация за развитието на цикъла, защото показателите, отнасящи се до оценки/преценки и очаквания, регистрират цикличните изменения по-рано от традиционните статистически изследвания. Преценките и очакванията водят до планове, а чак след осъществяването им те се отчитат от традиционните статистически изследвания.

• *Сезонност и гладкост*. По принцип резултатите от бизнесанкетите са „сезонно изгладени“ от анкетираните. Това осигурява тяхната относителна гладкост. Въпреки това анкетираните не са в състояние изцяло да премахнат сезонните колебания от отговорите си. При необходимост получените редове могат да бъдат проверени за сезонност и да бъдат изгладени.

• *Ревизии*. Много важно е редовете да не претърпяват съществена последваща ревизия, ако ще се използват за текущ икономически анализ и прогнозиране. Редовете с резултати от анкетите рядко се ревизират за разлика от данните от другите статистически изследвания, които се ревизират неколкократно след първоначалното си публикуване. За някои от индикаторите (напр. данните за поръчките) около 30–40% от грешките при прогнозиране се дължат на ревизии на първоначално публикуваните данни.

• *Навременност*. Резултатите от бизнесанкетите са на разположение 2–3 седмици след като периодът, за който се отнасят, е приключил. Това се дължи на факта, че информацията е от качествен характер и извадката е сравнително малка.

• *Обхват*. Надеждният обхват е съществен критерий, когато се работи с икономически системи, претърпяващи промяна. Поспециално, обхващането на дейността на частния сектор и въвеждането на извадкови анкети за събиране на информация от нарастващия брой частни предприятия има сериозно отражение върху надеждността на основните статистически изследвания. Качественият характер на информацията, събирана чрез бизнесанкети, означава, че един относително по-малък размер на извадката е достатъчен за получаването на смислени резултати за динамиката на следените променливи, което не е така при данните от количествени изследвания. На първо място това се обяснява с факта, че размерът на извадката трябва да бъде съобразен с дисперсията на различните променливи, а на второ място – от обстоятелството, че дисперсията на измененията на индикаторите, основаващи се на панелни изследвания, като правило е по-малка отколкото при данните от измервания на равнища на количествени показатели [9, 10].

Информация от качествен характер се предоставя с по-голяма лекота и охота от предприятията, тъй като отговорите на стопанските ръководители не се основават на точни записвания в счетоводни регистри и пр. и въпросниците се попълват изключително лесно и бързо, не е застрашена и търговската тайна. Информацията е надеждна, защото чрез подобен род изследване е полесно да се обхване разрастващият се частен сектор и да се постигне висока събираемост на отговорите. Бизнесанкетите са се наложили като евтин[4] начин за генериране на навременна информация за развитието на икономиката в краткосрочен план, която е изключително важна за икономиките в преход. Статистическите редове, извлечени от бизнесанкети, намират широко приложение в индикаторни системи, разработвани в редица страни, например членките на ОИСР и ЕС [6, 10].

[4] Предвидените в Националната програма за статистически изследвания за 2003 г. средства за провеждане на бизнесанкети в промишлеността, строителството, търговията, услугите, инвестиционната анкета в промишлеността и наблюдението на потребителите не надхвърлят 260 000 лв.

3. Бизнесанкети в България

В България бизнесанкети в промишлеността се провеждат от 1991 г. Честотата на провеждане е месечна (от януари 1997 г.), а за някои въпроси – тримесечна. Анкетата обхваща отраслите *преработваща промишленост* и *енергетика*. Отчетните единици са предприятията. Представителността на извадката е 70% от оборота. Събираемостта на отговорите е 83%. Отговорите на предприятията се претеглят с относителния им дял в добавената стойност [9]. Списъкът на въпросите, които се задават ежемесечно, и техните кодове се намират в Приложение 1.

Методологията на провежданите анкети е разработена съвместно от ОИСР и Евростат в рамките на програмата на Центъра за сътрудничество с икономиките в преход (ССЕТ) [9]. Тя е хармонизирана с методологията на подобни изследвания в ЕС и ОИСР, изложена по-горе. В следващата глава е направен опит на тяхна основа да се разработи индикаторна система за българската промишленост.

III. Индикаторна система за българската промишленост

1. Избор на референтен ред

Вниманието на работата, резултатите от която ще представим в тази глава, е съсредоточено върху бизнеснаблюдението в промишлеността, провеждано от НСИ. Тези индикатори са доказали полезността си като средство за прогнозиране на цикличните обрати на икономическата активност в редица развити страни и в някои централноевропейски страни [6, 7]. Една от основните цели е да се установи доколко тези показатели отразяват реално протичащи процеси в българската икономика, и по-конкретно в промишлеността, и до колко е възможно да се изгради индикаторна система, чрез която да се следи текущата стопанска конюнктура в този сектор. В процеса на работата се получиха обнадеждаващи резултати, сред които е и конструирането на съставен (водещ) индикатор за българската промишленост.

Решението за стесняване на обхвата на изследването върху сектор *промишленост* беше обусловено от значителните трудности, с които би се сблъскала практическата работа по разра-

ботване на система от индикатори за наблюдение и прогнозиране на общия бизнесцикъл на българската икономика. Централно място в такава система би следвало да заеме т. нар. референтен ред. Конструирането му и определянето на референтната хронология са твърде амбициозна и тежка задача сами по себе си [1, 8, 13].

Общоприет референтен ред е БВП, дори често пъти в литературата под бизнесцикъл се имат предвид точно колебанията на БВП [10]. Въпреки започнатата още през 80-те години подготвителна работа по въвеждането на СНС у нас изчисляването на този агрегат започна едва през 1993 г., като беше разработен ключ, за да се изчисли БВП и за 1990 г., 1991 г. и 1992 г. [14] Това означава, че понастоящем разполагаме с 14 стойности на динамичния ред, в който има само една изразена точка на обрат, а именно 1997 г. (вж. графика 1).

От гледна точка на индикаторния подход е по-удачно да се използват тримесечни данни за БВП. У нас тримесечни данни за БВП за първи път са изготвени за 1994 г., т. е. към момента разполагаме с 40 стойности на динамичния ред за тримесечния БВП. Това е значително повече, но все пак не е достатъчно за надеждни резултати при проверка на статистически хипотези. Освен това поради кратката история е налице същият проблем, както и при годишния БВП: могат да бъдат идентифицирани само две точки на обрат[5]: пик през четвъртото тримесечие на 1995 г. и дъно през първото тримесечие на 1997 г. (вж. графика 2).

Съпоставянето с годишните данни обаче показва, че растежът през 1994 г. и 1995 г. е твърде ограничен по времетраене и мащаб, за да може да се каже, че икономиката е била във фаза на експанзия, чиято кулминация е пикът през 1995 г.

Друго ограничение за използваемостта на БВП като референтен ред е голямото забавяне на изготвяне и публикуване на показателя (80 дни след края на отчетния период). То поставя неизпълними изисквания пред интервала на водене – около половин година. Предвид кратката история на повечето динамични редове с икономически показатели поради „младостта“ на българската статистика това отместване „поглъща“ и без това ограничения брой наблюдения.

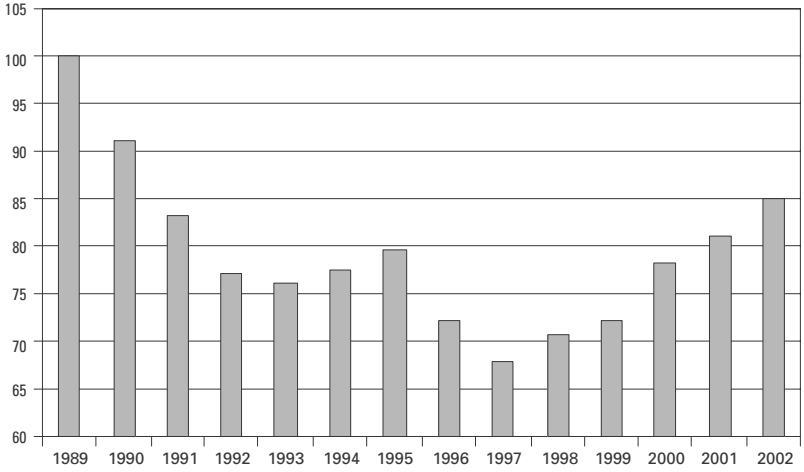
[5] Разбира се, става дума за сезонно изгладения динамичен ред.

Освен трудностите, свързани с определянето на референтната хронология, друг проблем е сравнително ограниченият набор текущи индикатори с месечна честота [15], които евентуално да се класифицират като водещи, синхронни и изоставащи спрямо бизнесцикъла, както например това се прави от организацията The Conference Board, която в момента е официалният източник на съставните индикатори за икономиката на САЩ [5]. Немалка част от наличните индикатори излизат с голямо закъснение и биват ревизирани впоследствие, например индикаторите за пазара на труда. Освен това през разглеждания период индикаторът, който естествено приковава голям интерес – броят на наетите, е отрицателно корелиран с референтния ред и вероятно известно време ще бъде неизползваем като цикличен индикатор [17].

Графика 1

ГОДИШНИ ДАННИ ЗА БВП

(реален БВП, 1989 г. = 100)

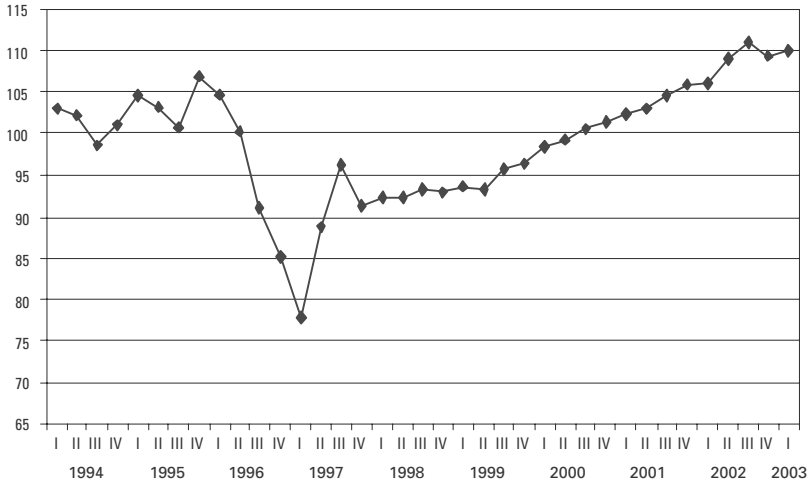


Източник: НСИ.

Графика 2

БВП ПО ТРИМЕСЕЧИЯ – ИНДЕКС НА ФИЗИЧЕСКИЯ ОБЕМ

(среднотримесечен БВП за 2000 г. = 100), сезонно изгладен



Източник: НСИ, собствени изчисления.

Индикаторните системи на ОИСР и ЕК използват като референтен ред индекса на промишленото производство. Установено е, че той има основен принос за циклични колебания на икономиката като цяло [6, 10].

За провеждане на експеримента, който предстои да представим, беше избран **индексът на промишлените продажби** с база средномесечните продажби през 2000 г. (т. е. използваме класическата дефиниция за бизнесцикъл, отнасяща се до абсолютното равнище на производство). Причините за това са следните:

1. Честотата на данните е месечна и те излизат със сравнително малкото закъснение от 38 дни след отчетния месец.

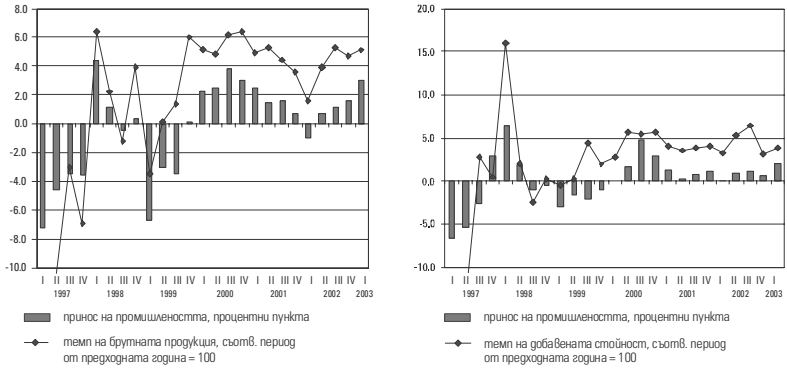
Изчисляването на индекса на промишлените продажби на месечна база започна през 1997 г. Паралелно с това с месечна честота се провежда и бизнесанкетата на НСИ в промишлеността. Това означава, че въпреки краткия период от 6 години вече са налице над 70 наблюдения, което дава възможност за повишаване на достоверността на резултатите от проверката на статистически хипотези. Изграждането на индикаторна система за промишлеността е задача, която възниква съвсем естествено при на-

личието на такава база данни. За сравнение, макар че бизнесанкети се провеждат и в някои други сектори – строителство, търговия на дребно, а от скоро и в услугите, на този етап все още липсват предварителни спрямо публикуването на БВП показатели на месечна база, с които да се провери прогностичната им способност.

2. Въпреки че напоследък делът на промишлеността в добавената стойност е намалял значително – за сравнение през 1990 г. е бил около 45%, а през 2003 г. около 23%, – значимостта на този сектор е достатъчно голяма, за да може да оказва чувствително влияние върху агрегатите на производствената сметка (вж. графика 3).

Графика 3

ПРИНОС НА ПРОМИШЛЕНОСТТА В ДИНАМИКАТА НА АГРЕГАТИТЕ НА ПРОИЗВОДСТВЕНАТА СМЕТКА



Източник: НСИ.

Българската промишленост има достатъчно добре изразена експортна насоченост. За периода 1997–2002 г. делът на продажбите за (пряк) износ варира от 30% до над 40%. Стойностният обем на промишлените продажби за директен износ представлява около 60% от износа на стоки. Вероятно немалък е делът на продукцията, която макар и отчетена от статистиката на промишлеността като продадена на вътрешния пазар, се изнася от външнотърговски фирми. Това прави промишлеността ни податлива на колебанията на международната конюнктура, което води до големи колебания в производството. Именно тази изразена динамика, свързана с големи амплитуди на колебанията на про-

мишленото производство, е причината, поради която промишлеността въпреки сравнително малкия си относителен дял в добавената стойност в повечето случаи има съществен принос за определянето на динамиката на БВП.

Макар индикаторната система да е базирана най-вече на индекса на продажбите, паралелно проведохме експерименти и с два агрегата от сметка *производство* – брутната продукция и добавена стойност в промишлеността (вж. по-долу). Конструирахме базисни сезонно изгладени индекси с база средно тримесечните стойности на съответните агрегати през 2000 г. = 100. Данните бяха конвертирани от тримесечна в месечна честота чрез кубична интерполация[6]. Резултатите от тези експерименти трябва да се приемат с известна доза условност, тъй като разпределението на тримесечната стойност по месеци не може да се наблюдава директно и освен това е чувствително към приложената процедура за интерполация. Тестовете с тримесечните агрегати от сметка производство имат стойност най-вече като илюстрация.

2. Избор на съставящи индикатори

Наборът от месечни статистически данни, изготвяни за българската икономика, в т. ч. за промишлеността, е сравнително ограничен [5, 15], затова резултатите от бизнеснаблюдението в промишлеността с широкия спектър от оценки за разнообразни характеристики на бизнесредата в промишлеността са естествен избор при търсенето на компоненти на съставен цикличен индикатор. Списъкът с кодовете на въпросите от бизнеснаблюдението е поместен в Приложение 1.

Подборът на индикаторите, които да бъдат включени в съставния индикатор, се осъществява чрез смесен подход, базиран на количествени и качествени критерии.

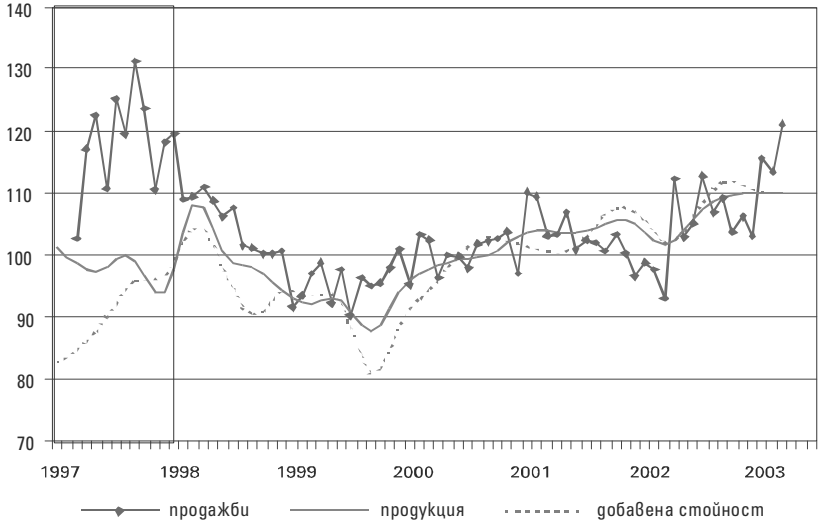
От една страна, се търси висока степен на корелация на отделните индикатори с референтния ред. Тъй като методиката на изготвянето на показателите от бизнесанкетата е такава, че крайният количествен показател не съдържа сезонност, референтният ред беше подложен на сезонно изглаждане с процедурата X11 и след това бяха изчислени коефициентите на корелация. Въпреки наличието на данни и за 1997 г. предпочетохме да използваме данните от 1998 г. насам, защото едва тогава настъпва

[6]Cubic match – last.

Графика 4

ДВИЖЕНИЕ НА ОСНОВНИТЕ АГРЕГАТИ ЗА ПРОМИШЛЕНОСТТА

(сезонно изгладени индекси, 2000 г. = 100)



Източник: НСИ, собствени изчисления.

някаква синхронизация между цикличното движение на продажбите, брутната продукция и добавената стойност в промишлеността.

На този количествен критерий обаче не се отдаде прекалено голямо значение, а по-скоро се наблегна на качествения критерий – показателите по някакъв начин да отразяват очакванията и прогнозите на стопанските ръководители.

Както се вижда от таблицата, двата критерия не си противоречат. Можем да допуснем, че B3B и B3C не носят допълнителна информация в сравнение с B3A и затова не ги включваме в съставния индикатор. Показателят B1 би трябвало да носи повече информация за миналото, отколкото за бъдещето. Така изборът се свежда до петте показателя, отпечатани в курсив. B6, B3A и B7 би трябвало да са водещи индикатори, както подсказват наименованията им, тъй като се предполага, че те са индикатор за вероятното развитие на производствената и бизнесактивността на фирмите в близкото бъдеще. Решаваме да включим и S51 и S52,

защото вярваме, че при тези показатели трябва да има известна степен на инерция, т. е. запазване на характера на търсенето в рамките на някакъв времеви хоризонт, а освен това тази оценка би трябвало да се основава и на получени в миналото и настоящето поръчки.

Таблица 1

КОЕФИЦИЕНТИ НА КОРЕЛАЦИЯ

Показател	Код	Коефициент на корелация с референтния ред (I.1998–IV.2003)
Очаквано бизнессъстояние	**B6**	**0.56**
Ниво на поръчките – общо	**B3A**	**0.54**
Текущо бизнессъстояние	B1	0.47
Ниво на поръчките за износ	B3C	0.46
Недостатъчно вътрешно търсене	**S51**	**-0.44**
Недостатъчно външно търсене	**S52**	**-0.34**
Ниво на поръчките за вътрешния пазар	B3B	0.33
Очаквана производствена тенденция	**B7**	**0.32**

За конструирането на съставния индикатор използваме съвсем проста процедура. Първо, инвертираме S51 и S52, тъй като това са показатели за затруднения и е нормално да са отрицателно корелирани с референтния ред. Инвертирането става чрез изваждане от 100. Трансформираме така получените индекси заедно другите три показателя, така че средната им за 2000 г. да е 100. Най-накрая конструираме аритметична средна на показателите. Полученият индикатор е лесен за изчисляване, следене и осъвременяване и не подлежи на ревизии – това е гарантирано от изчислителната процедура. Чрез привеждането към обща база се намаляват различията в дисперсията и се дава „равен шанс“ на индикаторите да определят движението и динамиката на съставния индекс.

Няколкото предишни версии на индикатора се получаваха чрез сравнително усложнена изчислителна процедура и бяха подлагани на ежемесечна ревизия. Освен това критерият за включване на съставящи индикатори беше по-скоро количествен, отколкото качествен [12, 17].

Така полученият индикатор, който за краткост ще наричаме CECI2 (Composite Economic Cyclical Indicator), показва висока

степен на корелация с референтния ред и по този критерий превъзхожда съставните индикатори на НСИ. Това говори в полза на конструирането на съставни индикатори, специфични за съответната икономика, а не на такива, наложени от хармонизирана методология. При международни сравнения обаче хармонизираната методология е неизбежна [5].

Историята на индикатора е прекалено кратка, за да се установят недвусмислено точки на обрат, интервали на водене/изоставане, устойчивост на воденето и пр. При наличната информация стойността на коефициента на корелация между съставния индикатор и референтния ред е значително по-висока от съответния показател за който и да е от компонентите, което говори в полза на подхода при конструирането на съставни индикатори.

Корелацията се запазва висока и при лаг 3, но би било пресилено индикаторът безусловно да се нарече водещ. До подобна констатация се стига и в [6], но както и там, следва да се изтъкне, дори синхронен (а не водещ), индикаторът има своята стойност тъй като дава предварителна индикация за това, какви данни могат да се очакват за производствените агрегати в промишлеността (вж. по-долу).

Таблица 2

КОЕФИЦИЕНТИ НА КОРЕЛАЦИЯ МЕЖДУ ИНДЕКСА НА ПРОДАЖБИТЕ И СЪСТАВНИТЕ КОНЮНКТУРНИ ИНДИКАТОРИ ЗА ЯНУАРИ 1998 г. – АПРИЛ 2003 г.

Бизнесклимат – НСИ	0.56
Индикатор на доверието – НСИ	0.47
CECI2	0.67

При конструирането на CECI2 и в преценяването на обясняващата му способност по отношение динамиката на промишлените продажби съществено значение има коефициентът на корелация между съставящите индикатори и съставния индикатор и референтния ред. В следващата част от изложението ще се опитаме да покажем, че системната обвързаност между съставния цикличен индикатор и референтния ред подлежат на статистическа проверка и демонстрация чрез още един мощен метод – тест за коинтеграция.

3. Нестационарност

При изследването на зависимости между временни редове често срещан проблем е т. нар. „лъжлива“[7] корелация или регресия. Често пъти променливите имат общ тренд, на който основно се дължи и високата корелация. Изводите на стандартния регресионен анализ също така са невалидни, когато се работи с нестационарни временни редове.

Проведени бяха тестове за стационарност на референтния ред и компонентите на CECI2, като бяха използвани два вида тестове за наличието на единичен корен: разширеният тест на Дики – Фулър и тестът на Филипс – Перон [3]. Към резултатите от тези тестове трябва да се подхожда с известна предпазливост поради все още ограничения брой наблюдения.

Разширен[7] тест на Дики – Фулър

За да могат резултатите от теста да имат достоверна интерпретация, от съществена важност е правилната спецификация на тестовата регресия по отношение на наличието на свободен член (константа), детерминистичен тренд и броя на лаговете на първата разлика. Спецификацията, която беше избрана за провеждането на теста с посочените редове, включва константа, но не и тренд. Изключването на тренда от формулировката на тестовата регресия беше направено след изследване на първите разлики на редовете. Въпреки малкия брой наблюдения видът на първите разлики (графиката спрямо времето осцилира около средна 0) не даде основание да се предполага наличието на тренд. Броят на лаговете беше избран поотделно за всеки разглеждан индикатор до отстраняване на серийната корелация на остатъците. Като критерии бяха използвани Q-статистиката на Люнг – Бокс и тестът на Бройш – Годфри с множители на Лагранж.

Тест на Филипс – Перон

Тестът на Филипс – Перон се различава от разширения тест на Дики – Фулър по непараметричната модификация на тестовата статистика за коригиране на ефекта от евентуално наличие на

[7] Английският термин е „spurious correlation/ regression“.

[8] Разширеността на теста се състои в прибавянето на лагови стойности на първата разлика, за да се коригира ефектът от наличието на серийна корелация от по-висок ред.

серийна корелация на остатъците от тестовата регресия. Прилагат се същите критични стойности както при разширения тест на Дики – Фулър. Както се вижда в следващата таблица, за повечето от редовете тестът на Филипс – Перон потвърждава резултатите от разширения тест на Дики – Фулър.

Таблица 3

РЕЗУЛТАТИ ОТ РАЗШИРЕНИЯ ТЕСТ НА ДИКИ – ФУЛЪР И ТЕСТА НА ФИЛИПС – ПЕРОН

(период: 01.1998 – 05.2003)

Индикатор	Стойност на тестовата статистика			Критична стойност на Маккинън за съответното ниво на значимост		Вероятно наличие на единичен корен
	Дики – Фулър		Филипс – Перон	5%	1%	
		Брой лагове				
B3A – ниво на поръчките	-3.30	3	-3.41	-2.91	-3.54	по-скоро не
B6 – очаквана бизнес-ситуация	-1.05	3	-1.93	-2.91	-3.54	да
B7 – очаквано производство	-3.65	2	-4.40	-2.91	-3.54	не
S51 – недостатъчно вътрешно търсене	-2.29	1	-3.23	-2.91	-3.54	по-скоро да
S52 – недостатъчно външно търсене	-4.03	3	-4.30	-2.91	-3.54	не
индекс на промишлените продажби (сезонно изгладен)	-1.63	2	-3.29	-2.91	-3.54	по-скоро да
брутна продукция (сезонно изгладена)	-0.39	11*	-1.38	-2.91	-3.54	да
добавена стойност (сезонно изгладена)	-0.11	11	-1.20	-2.91	-3.54	да
CECI2	-2.62	2	-2.77	-2.91	-3.54	да

** Високият ред на серийната корелация в остатъците на тестовата регресия вероятно се дължи на прекалено многото трансформации, на които бяха подложени динамичните редове на брутната продукция и добавената стойност. Поради големия брой лагови стойности периодът, за който беше проведен тестът на Дики – Фулър, включва данни от началото на 1997 г.*

Разширеният тест на Дики – Фулър и тестът на Филипс – Перон не отхвърлят хипотезата за наличие на единичен корен в CECI2 и референтните редове за продажбите, брутопродукцията и добавената стойност.

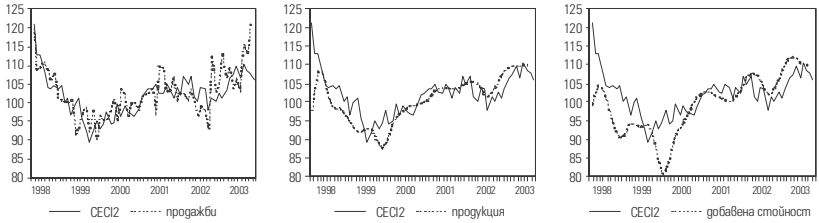
Въз основа на тестовете може да се смята, че разглежданите редове са нестационарни, по-точно интегрирани от първи ред. ***Интегрираност от по-висок ред не беше установена при провеждането на съответните тестове с първите разлики.***

4. Коинтеграция

Методът за премахването на нестационарността от временните редове е да се използва тяхната първа (или от по-висок ред) разлика. Основният проблем при този подход е загубата на информация, защото се налагат твърде рестриктивни предположения върху модела и се пренебрегва възможността между променливите да съществува дългосрочна равновесна зависимост (коинтеграция) въпреки тяхната нестационарност. При графично съпоставяне се вижда, че CECI2 има сходно циклично движение с продажбите, продукцията и добавената стойност. Това ни подсказа, че вероятно той е коинтегриран с тези показатели.

Графика 5

ЦИКЛИЧНО ДВИЖЕНИЕ НА CECI2 И ПРОИЗВОДСТВЕНИТЕ ПОКАЗАТЕЛИ НА ПРОМИШЛЕНОСТТА



Проверихме хипотезата за наличието на коинтеграция между съставния индикатор и референтните редове – индекса на промишлените продажби, брутната продукция и добавената стойност. Използваният метод беше тестът на Йохансен. Както при провеждането на разширения тест на Дики – Фулър, така и тук е важно да се направят коректни допускания за наличието на тренд и свободен член в тестовата векторна авторегресия. Съображенията бяха същите като при специфицирането на тестовата регресия при теста на Дики – Фулър – в тестовата векторна авторегресия беше включен само свободен член.

Резултатите от проведения тест на Йохансен показват, че ***CECI2 е коинтегриран с референтните редове и следователно коефициентите на корелация не са лъжливи, а могат да бъдат интерпретиран като отражение на наличието на обвързаност между CECI2 и реалните производствени показатели.***

Таблица 4

РЕЗУЛТАТИ ОТ ТЕСТА НА ЙОХАНСЕН

Период: 1998:01 2003:03
Брой наблюдения: 63
Детерминистичен тренд: няма
Променливи: **продажби, CECI2**
Интервал на лаговете: 1 до 2

Собствена стойност	Частно на правдо-подобие	Критична стойност 5%	Критична стойност 1%	Предполагаем брой коинт. уравнения
0.260885	22.01749	19.96	24.6	Нито 1 *
0.046086	2.972478	9.24	12.97	Най-много 1

*(**) означава отхвърляне на хипотезата при ниво на значимост 5%(1%)

Тестът с частното на правдоподобиее установява наличието на 1 коинтегриращо уравнение при ниво на значимост 5%

Ненормирани коинтегриращи коефициенти:

продажби	CECI2	C
0.038926	-0.04354	0.443989
0.02439	-0.00152	-2.34102

Нормирани коинтегриращи коефициенти: 1 коинтегриращо уравнение

продажби	CECI2	C
1	-1.11856	11.40589
	-0.14041	-14.3069

Функция на правдо-подобието	-330.089

Период: 1998:01 2003:03
Брой наблюдения: 63
Детерминистичен тренд: няма
Променливи: **продукция, CECI2**
Интервал на лаговете: 1 до 2

Собствена стойност	Частно на правдо-подобие	Критична стойност 5%	Критична стойност 1%	Предполагаем брой коинт. уравнения
0.291105	22.90965	19.96	24.6	Нито 1 *
0.019407	1.234651	9.24	12.97	Най-много 1

*(**) означава отхвърляне на хипотезата при ниво на значимост 5%(1%)

Тестът с частното на правдоподобиее установява наличието на 1 коинтегриращо уравнение при ниво на значимост 5%

Ненормирани коинтегриращи коефициенти:

продукция	CECI2	C
0.022583	-0.02956	0.711511
-0.005671	0.008669	-0.43775

Нормирани коинтегриращи коефициенти: 1 коинтегриращо уравнение

продукция	CECI2	C
1	-1.30916	31.50692
	-0.26843	-27.0897

Функция на правдо-подобието	-192.757

Период: 1998:01 2003:03
Брой наблюдения: 63
Детерминистичен тренд: няма
Променливи: **доб.стойност, CECI2**
Интервал на лаговете: 1 до 1

Собствена стойност	Частно на правдо-подобие	Критична стойност 5%	Критична стойност 1%	Предполагаем брой коинт. уравнения
0.290328	26.24725	19.96	24.6	Нито 1 **
0.071022	4.641242	9.24	12.97	Най-много 1

*(**) означава отхвърляне на хипотезата при ниво на значимост 5%(1%)

Тестът с частното на правдоподобиее установява наличието на 1 коинтегриращо уравнение при ниво на значимост 5%

Ненормирани коинтегриращи коефициенти:

доб.стойност	CECI2	C
0.018612	-0.02223	0.40548
0.008474	0.013667	-2.22244

Нормирани коинтегриращи коефициенти: 1 коинтегриращо уравнение

доб.стойност	CECI2	C
1	-1.19456	21.78636
	-0.25343	-25.8342

Функция на правдо-подобието	-235.726

IV. Заключение

Глава III дава основание бизнесанкетите да се използват като източник на полезна информация и средство за наблюдение и прогнозиране на стопанската конюнктура в текущ и краткосрочен план. Индикаторните системи по същество не представляват модели. Те са един лесно приложим в практиката „непретенциозен“ инструмент, но тяхната значимост е голяма за получаването на навременна информация за развитието на конюнктурата.

В текущ план бъдещата работа ще наблегне върху подобряването на индикатора чрез прилагане на по-прецизни методи за сезонно изглаждане на референтния ред, отстраняване на шума от CECI2, оптимизиране на състава и теглата на компонентите му.

По-нататък ще се постави началото на индикаторни системи за други сектори на икономиката като услуги, строителство и търговия, за които също се провеждат бизнесанкети. Тясно дефинираните индикаторни системи могат да бъдат обединени в индикаторна система за наблюдение и прогнозиране на цикличното движение на общата икономическа активност, която да бъде интегрирана в съществуващи или нови макроикономически модели.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

БИЗНЕСАНКЕТА НА НСИ В ПРОМИШЛЕНОСТТА

ПОКАЗАТЕЛ	КОД	ЗАБЕЛЕЖКА
Текущо бизнессъстояние на предприятието	B1	баланс
Тенденция на производството през последните 3 месеца	B2	баланс
Ниво на поръчките	B3A	баланс
Ниво на поръчките от вътрешния пазар	B3B	баланс
Ниво на поръчките за износ	B3C	баланс
Запаси от готова продукция	B4	баланс
Очаквано бизнессъстояние	B6	баланс
Очаквана тенденция на производството през следващите 6 месеца	B7	баланс
Очаквания за цените	B8A	баланс
Степен на нарастването на цените	B8B	баланс
Очаквания за движението на персонала	B10	баланс
Недостатъчно вътрешно търсене	S51	отн. дял
Недостатъчно външно търсене	S52	отн. дял
Конкурентен внос	S53	отн. дял
Недостиг на работна сила (в т. ч. квалифицирана)	S54	отн. дял
Недостиг на оборудване, суровини и материали	S55	отн. дял
Недостиг на енергия	S56	отн. дял
Финансови проблеми	S57	отн. дял
Несъвършенства в законодателството	S58	отн. дял
Несигурна икономическа среда	S59	отн. дял
Други затруднения	S510	отн. дял
Без затруднения	S511	отн. дял
Бизнесклимат	BK	$\sqrt{(100+B1)(100+B6)}-100$
Индикатор на доверието	CI	(B3A-B4+B7)/3

Литература

1. **Bry, G., Ch. Boschan.** Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer programs, *NBER, New York*, 1971
2. **European Commision**. Business Climate Indicator for the Euro Area, *Presentation Paper*, Brussels, 2000.
3. Eviews 3 User's Guide, Quantitative Micro Software, Irvine CA, 1998.
4. http://www.globalindicators.org/methodology/ci_method.cfm
5. http://www.globalindicators.org/methodology/component_description.cfm
6. **Goldrian, G., J.D. Lindbauer, G. Nerb, B. Ulrich**. Evaluation and development of confidence indicators based on harmonised business and consumer surveys, *Economic paper No.151*, DG ECFIN, 2001.
7. **Hoos, J., G. Muszely, I. Kudrycka, R. Nilsson**, „Cyclical indicators in Poland and Hungary", OECD, Paris, 1997.
8. **Moore, Geoffrey H**. Business Cycles, Inflation and Forecasting, Ballinger Publishing Co., Cambridge MA, 1983.
9. **OECD**. Business Tendency Surveys in Transition Economies – Methodological Review and Recommendations for Harmonisation, *WP No. 39,* Paris, 1997.
10. **OECD**. Cyclical Indicators and Business Tendency Surveys, *WP No. 38*, Paris, 1997.
11. **Seitz, Franz.** An Index of Leading Indicators on Inflationary trends and the Business Cycle, *CIRET conference*, Helsinki, 1997.
12. **Tsalinski, Ts., St. Kyle**. Leading Indicators for the Bulgarian Economy, CAER II Report F, HIID, Cambridge MA, 2000.
13. **Zarnowitz, V.** Business cycles: theory, history, indicators, and forecasting, The University of Chicago Press, Chicago, 1992.
14. **НСИ**. Национални сметки на България – източници, методи и оценки, НСИ, София, 1995.
15. **НСИ**. Национална програма за статистическите изследвания през 2003 г. – http://www.nsi.bg/AboutNSI/program2003.htm
16. **НСИ**. Статистически известия – месечно издание на НСИ, София.
17. **Цалински, Цв.** Прогнозиране колебанията на промишленото производство – водещи индикатори за българската промишленост, дипломна работа, СУ „Св. Кл. Охридски", Стопански факултет, София, 2001 г. (http://de.geocities.com/tsalinski/li_prom.doc, http://tsalinski.hit.bg/leading.pdf)

DP/37/2003

The Demand for Euro Cash: a Theoretical Model and Monetary Policy Implications

Franz Seitz

Abstract. The present paper analyses currency in circulation in the euro area. The second part presents a theoretical model for the euro currency demand in which the traditional transactions and opportunity cost variables are supplemented by factors capturing hoarding and the underground economy and foreign demand for euro cash. The third part comprises the monetary policy implications resulting from a higher or lower demand for euro currency in the future. In general, the demand for cash enhances the effectiveness of monetary policy. Nevertheless, monetary policy should be able to adapt adequately to a situation of a shrinking demand for cash.

Резюме. В изследването се анализират парите в обращение в еврозоната. Във втората част е представен теоретичният модел на търсене на еврото, при който традиционните трансакции и променливите на алтернативните разходи са допълнени от фактори, обхващащи трупането на банкноти във вид на съкровище, „сивата“ икономика и търсенето на евро на международните пазари. В третата част са разгледани изводите, свързани с паричната политика, произтичаща от по-голямото или по-малкото търсене на еврото в бъдеще. Като цяло търсенето на налични пари повишава ефективността на паричната политика. Независимо от това паричната политика би трябвало да се адаптира адекватно към свиващото се търсене на пари в наличност.

Contents

1. Introduction and Motivation .....

2. A Theoretical Model of Euro Currency Demand .....

3. Monetary Policy Implications .....

4. Summary and Conclusions .....

References .....

Franz Seitz, University of Applied Sciences Amberg-Weiden, Hetzenrichter Weg 15, D-92637 Weiden, Germany (e-mail: f.seitz@fh-amberg-weiden.de).

This is a revised version of a paper presented at the conference "Monetary Policy under Currency Substitution" at the Bulgarian National Bank in Sofia on 5 June 2003. I thank the participants for the fruitful discussion.

1. Introduction and Motivation

The introduction of the euro banknotes and coins at the beginning of 2002 raised the question how the demand for the new currency will evolve. The often propagated cashless society seems to be far away, at least as far as the euro area currencies are concerned (see Table 1). But it is also recognized that the demand for the legacy currencies of the euro was relatively heterogeneous across the euro area countries in the past two decades. In part, this reflected differences in economic activity and opportunity costs of holding currency, related to interest rate and inflation differences across the euro area countries. It also mirrors differences in taxation, the importance of the informal economy as well as heterogeneous payment habits, which are likely to be related to the different legacy banknote denominations and cashless payment instruments. Moreover, differences in the demand for currency in the past resulted from the foreign demand for some of the euro legacy currencies.

Table 1

CURRENCY HOLDINGS PER CAPITA*

	1980	1985	1991	1995	1998	2000	2001
Euro area	-	-	776	949	1060	1167	1073
Belgium	887	939	1036	1061	1109	1206	1080
Germany	-	-	974	1362	1518	1606	1396
Greece	481	548	693	762	858	927	900
Spain	400	531	1125	1489	1668	1754	1597
France	478	562	696	687	707	783	693
Ireland	306	361	561	737	923	1197	1093
Italy	458	581	818	1027	1174	1416	1401
Luxembourg**	97	129	205	249	255	1186	937
Netherlands	521	773	1096	1181	1208	1138	925
Austria	571	729	954	1193	1312	1526	1451
Portugal	451	414	567	642	655	778	747
Finland	160	205	274	368	454	509	508
United Kingdom***	343	379	421	484	582	663	708
United States	485	681	1025	1392	1631	1897	1991
Switzerland	-	1506	1618	1827	2047	2157	2264

* Based on purchasing power parities calculated by the OECD and Eurostat.
** The figures for Luxembourg do not reflect the actual amount of currency in circulation due to the substantial circulation of foreign banknotes (mainly Belgian francs, German marks and Dutch guilders) in Luxembourg.
*** 1982 shown instead of 1980.

Source: ECB, NCBs, Eurostat, national accounts.

On the one hand, there are EU countries with a very low currency per capita ratio, *e.g.* Finland, France, Portugal, UK (see *Viren*, 1989, 1992, 1994, for Finland and *Goodhart and Krueger*, 2001, as well as *Snellman et al.,* 2000, for an international comparison including these countries). This should be mainly due to the influence of cash-substituting financial instruments, *e.g.* credit and debit cards. On the other hand, there are currencies for which the traditional transactions and opportunity cost considerations alone are obviously unable to explain the huge amounts demanded. The first thing one has to take into account in this respect is the hoarded cash (see *Boeschoten*, 1992, for the Netherlands; *van Hove*, 1999, *van Hove and Vuchelen*, 1999, for Belgium and *Krueger*, 2000, for Germany). Second, informal or underground economic activities as well as tax evasion foster the use of cash due to its anonymity. This relation is generally discussed by *Schneider and Enste*, 2000, and empirically estimated for Spain by *Banco de Espaca*, 1996, and for several EU countries by *Schneider and Osterkamp*, 2000, and *Carid and Passerini*, 2001. Third, there is also the potential demand from abroad which seems to be especially relevant for the case of the German mark (see *e.g. Seitz*, 1995 and *Stix*, 2001, for a comparison of holdings of German marks, Austrian schillings and US dollars in Central and Eastern Europe).[1] In this respect, *Drehmann et al.,* 2002, interestingly find that the tax ratio (an indicator of the size of the underground economy) becomes insignificant if one looks only at the USA, Germany and Switzerland whose currencies are the main potential candidates for foreign holdings. By contrast, in the subset of the other countries considered in their study, the tax ratio has a much larger and significant effect, especially for high denomination notes.

Therefore, several potential (and also nonstandard) determinants have to be taken into account to gauge the demand for euro cash. However, the demand for euro banknotes may differ from the past demand for the national banknotes in the euro area. National peculiarities in the demand for currencies which may have been related to the different denominations of the euro legacy currencies may change over time. Moreover, the payments media used in transactions are not constant. On the one hand, it may be argued that the introduction of euro notes and coins constitutes an incentive to use cashless payments, especially electronic money as well as debit and credit cards, more frequently, as payment instruments will become further harmonized across

[1] A case study for the German mark covering many different aspects of currency holdings over a time span of more than 50 years from the currency reform in Germany in 1948 until the introduction of euro notes and coins can be found in *Deutsche Bundesbank*, 2002. The German mark is a good example of a currency where all different motives for holding a currency were present during its existence.

the euro area. On the other hand, however, the demand for euro cash might also rise with the physical introduction of euro banknotes and coins, as the cross-border use of cash in the euro area countries implies less transaction costs compared with the past. In addition, the foreign demand for euro banknotes may differ in the medium to long term from the foreign demand for the sum of the national banknotes of the euro legacy currencies in the past. A strong and, in particular, a fluctuating demand for euro banknotes from abroad would have implications for the assessment of monetary developments in the euro area. In this respect, the US experience shows that the foreign demand for US currency is sizeable and important enough to be monitored on a regular basis (*Porter and Judson*, 1996, *Lambert and Stanton*, 2001). A stability-oriented monetary policy and the size of the euro currency area may contribute to a rise in the international demand for euro banknotes for transactions as well as for hoarding purposes over time, especially in the euro area neighboring countries due to close economic connections. Exchange rate arrangements linking a local currency to the euro and euroization may also increase further in the future, implying a demand for euro from abroad.

Against this background, the present paper concentrates on the specification of a theoretical model of currency demand for the euro incorporating the different motives for holding cash (Section 2). Section 3 discusses the monetary policy implications for the Eurosystem of more or less currency in circulation. The last section summarizes and concludes.[2]

2. A Theoretical Model of Euro Currency Demand

This section presents a theoretical model of euro currency demand in the presence of tax evasion or underground economic activities and foreign demand for the home currency. As at present there is no universally accepted theoretical approach to modelling the microfoundations of money, we concentrate on one specific model, the so-called money-in-the-utility-function model.[3] It captures the role of money as a store of value, a medium of exchange as well as an asset to satisfy precautionary motives (*Holman*, 1998). The model combines and extends the models of *Rogoff*, 1998 (appendix), and *Obstfeld and Rogoff*, 1996), Chapter 8.3). Although the empirical literature on currency demand has long recognized the importance of currency use in

[2] A more comprehensive treatment of many different aspects of euro currency holdings including the estimation of currency demand functions as well as the amounts hoarded, demanded in foreign countries and used for domestic transactions may be found in *Seitz at al.,* 2003.

[3] One of the latest theoretical attempts to rationalize holdings of fiat money is presented in *Schroder*, 2001.

the underground economy (*Gutman*, 1977) and the potential of foreign demand for major currencies (*Kimball*, 1981), standard theoretical treatments of money demand have remained curiously oblivious to this possibility.[4]

Consider a two-country model with two currencies. Both economies produce and consume perishable goods.[5] Imagine "home" as being the euro area and "foreign" any country in the world with a potential demand for euro. An individual's lifetime utility $U(*)$ is given by the discounted sum of the per period utility functions u of the representative agent at home and abroad, as in (1) and (2), respectively:

$$(1) \qquad U_s = \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{t-s} u(c_t, \frac{cu_t}{p_t}),$$

$$(2) \qquad U_s^* = \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{*t-s} u^*(c_t^*, \frac{cu_{t,f}^*}{p_t^*}, \frac{e_t cu_t^*}{p_t^*}),$$

where $c(*)$ is consumption at home (abroad) per period t, cu (cu_f) denotes the home (foreign) nominal currency stock, $b^{(*)} < 1$ is the discount factor and $p(*)$ is the home (foreign) price level. Residents of the foreign country demand their own currency cu_f and the (stable and widely accepted) currency cu. The variable cu_f^* represents foreign demand for the foreign currency, cu^* the foreign holdings of home money, i.e. the euro, which have a real value of $e \cdot cu^*/p^*$.[6] The exchange rate e is expressed as the foreign currency price of domestic currency (1 € = e foreign currency units). It is assumed that $u^{(*)}$ is strictly concave with $u^{(*)\prime} > 0$ and $u^{(*)\prime\prime} < 0$.

Let us first concentrate on the home country. Each period, the individual is endowed with gross real income y, but also faces a proportional tax on earned income at a notional rate τ. The tax rate is notional in that the agent can reduce his effective tax rate by holding a higher level of real currency levels cu/p. This modelling feature should capture the idea that using currency helps avoiding the detection of income by the tax authorities. Thus, net real taxes paid by the individual are $\tau g(cu_t/p_t y)$ with $g(0) = 1$, $g'(.) < 0$, $g''(.) > 0$.

Our assumptions on the tax avoiding technology imply that the home individual's budget constraint in money terms may be written as:

[4] One exception with respect to the first argument is *Rogoff*, 1998. However, there are theoretical papers on the situation in parallel-currency ("dollarized" or "euroized") countries, see *e.g. Lane*, 1992 and *Seitz*, 1995, Chapter IV.

[5] All foreign variables are marked with an asterisk.

[6] In Chapter 8.3.8, *Obstfeld and Rogoff*, 1996, also consider tax evasion costs in the sense that legal restrictions on foreign currency use are easier to evade in some transactions than in others.

$$(3)\quad p_t b^i_{t+1} + cu^i_t = p_t(1+r)b^i_t + cu^i_{t-1} + p_t y(1-\tau g(\frac{cu^i_t}{p_t y})) - p_t c_t$$

In (3) b_{t+1} are the holdings of real bonds, r is the real interest rate and cu_t are currency holdings at the end of period t.

Let us now turn to the foreign country. Residents of this country hold both the home currency (the euro) cu and their legal tender cu_f. In order not to overcomplicate issues we do not take into account possible tax evasion in the foreign country and only consider the case of a lump-sum tax T. Therefore, the foreign budget constraint reads as:[7]

$$(4)\quad p^*_t b^*_{t+1} + cu^*_{f,t} + e_t cu^*_t = p^*_t(1+r^*)b^*_t + cu^*_{f,t-1} + e_t cu^*_{t-1} + p^*_t y^* - p^*_t c^*_t - p^*_t T^*_t$$

The individual holds foreign bonds as well as domestic and foreign monies. Gross real income is y^* and the real interest rate abroad is r^*.

To close the model we need the budget constraints of the two respective government sectors (including the central bank). To concentrate on the main issue of currency and to simplify the analysis, let us abstract from home and foreign government spending, asset holdings and debt issues. Then, the two government budget constraints are:

$$(5)\quad \tau g\left(\frac{cu_t}{p_t y}\right) = \frac{cu_t + cu^*_t - cu_{t-1} - cu^*_{t-1}}{p_t}$$

$$(6)\quad e^*_t = \frac{cu^*_{f,t} - cu^*_{f,t-1}}{U^*_t}$$

Thus, the home country (5) earns seigniorage from the demand by residents and nonresidents. This lowers the domestic tax burden. By contrast, the foreign country (6) may have to increase taxes more and more if the domestic currency is no longer accepted in transactions or as a store of value. This is the typical situation in unstable and hyperinflationary countries.

The first order conditions of maximization of (1) and (2) with respect to the budget constraints (3) and (4) imply:

$$(7)\quad y_t\, 1p_t(\frac{py_t}{c_t}) = 11+g)\, uy_t\, 1p_{t+1}(\frac{py_{t+1}}{c_{t+1}})$$

[7] We drop the superscripts i in order not to use too many of them.

$$(8)\qquad \frac{1}{p_t}u_c(c_t,\frac{cu_t}{p_t})\left[1+\tau g'(\frac{cu_t}{p_t y})\right]=\frac{1}{p_t}u_{cu/p}(c_t,\frac{cu_t}{p_t})+\frac{1}{p_{t+1}}\beta u_c(c_{t+1},\frac{cu_{t+1}}{p_{t+1}})$$

$$(9)\qquad u^*_{c*}(c^*_t,\frac{cu^*_{f,t}}{p^*_t},\frac{e_t cu^*_t}{p^*_t})=(1+r^*)\beta^* u^*_c(c^*_{t+1},\frac{cu^*_{f,t+1}}{p^*_{t+1}},\frac{e_{t+1}cu^*_{t+1}}{p^*_{t+1}})$$

$$(10)\ \frac{1}{p_t}u^*_{c*}(c^*_t,\frac{cu^*_{f,t}}{p^*_t},\frac{e_t cu^*_t}{p^*_t})=\frac{1}{p_t}u^*_{cu^*_f/p^*}(c^*_t,\frac{cu^*_{f,t}}{p^*_t},\frac{e_t cu^*_t}{p^*_t})+\frac{1}{p^*_{t+1}}\beta^* u^*_{c*}(c^*_{t+1},\frac{cu^*_{f,t+1}}{p^*_{t+1}},\frac{e_{t+1}cu^*_{t+1}}{p^*_{t+1}})$$

$$(11)\ \frac{1}{p^*_t}u^*_{c*}(c^*_t,\frac{cu^*_{f,t}}{p^*_t},\frac{e_t cu^*_t}{p^*_t})=\frac{1}{p^*_t}u^*_{cu^*/p^*}(c^*_t,\frac{cu^*_{f,t}}{p^*_t},\frac{e_t cu^*_t}{p^*_t})+\frac{1}{p^*_{t+1}}\beta^* u^*_{c*}(c^*_{t+1},\frac{cu^*_{f,t+1}}{p^*_{t+1}},\frac{e_{t+1}cu^*_{t+1}}{p^*_{t+1}})$$

Conditions (7) and (8) refer to home optimization, (9) – (11) to foreign optimization. Conditions (7) and (9) are the standard consumption Euler equations. These state that at a utility maximum the consumer cannot gain from shifts of consumption between periods. Equations (8) and (10) determine the allocation of income between money and consumption. For the sake of interpretation let us concentrate on equation (8): $1/p_t$ is the quantity of current consumption a home person must forgo to raise real balances by one unit, and $u_{c(.)}$ is the marginal utility of that consumption. On the right-hand side, the first term is the marginal utility the agent gets from having one extra currency unit to conduct transactions. Breaking down the second term on the right-hand side, $1/p_{t+1}$ is the quantity of consumption the individual will be able to pursue in period t+1 with an extra currency unit, and $\beta\, u_{c(.)}$ is the marginal utility of date t+1 consumption, discounted to date t. An analogous interpretation holds for (10). Finally, (11) states that an optimizing foreign agent must be indifferent at the margin between spending a unit of the other country's currency on date t consumption or holding it for one period and then spending it on date t+1 consumption.

Combining equations (7) – (11) and given our assumptions on $g(.)$ yields a standard demand for money function increasing in y and decreasing in the nominal interest rate i.[8] The important differences are that currency demand also depends positively on the marginal tax rate τ, the exchange rate of the euro e and on the consumption level c as well as on several foreign variables like i^* and y^*. Taking into account a stochastic version of the model would imply including volatility (*e.g.* inflation variability) and risk parameters (*e.g.* risk premia, crime variables). Furthermore, incorporation of a further payment medium may allow the treatment of the evolution of potentially cash substi-

[8] Remember that according to the Fisher identity $1+i=\frac{P_{t+1}}{P_t}(1+r)$.

tution processes which may have repercussions on the currency demand function in the sense of a financial innovation influence (see *e.g. Kabelac*, 1999).

3. Monetary Policy Implications

In this section we present an overview of the main arguments put forward regarding the repercussions on monetary policy resulting from a higher or lower demand for euro currency in the future.

The academic literature on the impact of currency on monetary policy concentrates mainly on the consequences of cash for seigniorage revenues (see *e.g. Rogoff*, 1998). In its most general form seigniorage stands for the real value of monetary base creation, the most part of it consisting of banknotes (*bn*) on which we concentrate in what follows. It does not matter for what purposes banknotes are held, who holds the banknotes and where banknotes are circulating. In a modern central bank system with no direct monetary financing of the government budget, seigniorage accrues because private agents are willing to hold non-interest bearing cash against which there are interest bearing assets in the central bank's balance sheet. Thus, real seigniorage S may be defined according to the following formula:

$$
\begin{aligned}
S_t &= (i-\pi)\cdot\frac{bn_{t-1}}{p_t}+\frac{\Delta bn_t}{p_t} \\
&= (\mu+i-\pi)\cdot\frac{bn_{t-1}}{p_t} \qquad (12)\\
&= (\mu+r)\cdot\frac{bn_{t-1}}{p_t}
\end{aligned}
$$

In (12) i is a nominal interest rate, π is the inflation rate so that $r = i\text{-}\pi$ is the ex-post real interest rate, p is the price level and $\mu = \Delta bn/bn$ is the rate of banknote growth. According to (12), a higher banknote issuance does not necessarily increase seigniorage revenues. On the one hand, μ increases. But, on the other hand, as long as this higher money growth leads to higher inflation, the seigniorage base bn/p shrinks. However, if euro banknotes are held in other countries and also hoarded, they do not increase inflation in the euro area and the countervailing effect vanishes for these parts.[9]

[9] *Rogoff*, 1998, argues that if large denomination euro notes are used in huge amounts in illegal activities the revenue losses of direct and indirect taxes might outweigh possible seigniorage benefits. *Ercolani*, 2000, analyses theoretically and empirically a situation in which agents in the

Banknotes in circulation is one autonomous factor which the Eurosystem has to take into account in its daily liquidity management (see *e.g. Bindseil and Seitz*, 2001). Such autonomous factors relate to central bank activities determined neither by the central bank's liquidity management nor by counterparties. As the underlying transactions involve central bank money, transactions affecting these items have exactly the same liquidity providing or liquidity absorbing effect as monetary policy related transactions. Having this in mind, the logic of the ECB's liquidity management can be summarized very roughly as follows: the ECB attempts to provide liquidity through its open market operations in a way that, after taking into account the effects of autonomous liquidity factors (including banknotes in circulation), counterparties can fulfil their reserve requirements. If the ECB provides more (less) liquidity than this benchmark, counterparties will use or aggregate the deposit (marginal lending) facility.[10]

The daily banknote time series displayed in Chart 1 shows a rather regular daily, weekly, monthly and seasonal pattern. These regularities in the circulation of banknotes reflect social patterns in the use of banknotes such as consumption behavior, holidays, the role of the Christmas shopping season, but also parameters of the banking system such as the number of ATMs. Also apparent is the Y2K effect and the decline of currency in circulation in the second half of 2001 in anticipation of the euro cash changeover. The regularities guarantee that the changes of the banknotes in circulation can be forecast to a relatively large extent by the ECB. Therefore, banknotes in circulation generally facilitate the operational implementation of monetary policy.

It is the monopoly power of central banks to issue the monetary base that allows them to control their operational target, in the case of the Eurosystem the short-term money market rate, at least in the short run. The hypothesis has now been stated that the further development of e-commerce and electronic money and associated computerization will attenuate, or even remove altogether, the demand for monetary base, notably for currency, and that such vanishing demand for monetary base will in turn limit, or even prevent, the central bank from setting nominal interest rates in such a system (*e.g. Friedman*, 1999).[11] In assessing this proposition, one first has to consider that the

hidden economy are able to avoid direct and indirect taxes but unable to avoid the inflation tax because they require cash to carry out transactions. The problem with a rising underground economy is that it expands currency in circulation potentially leading to higher inflation.

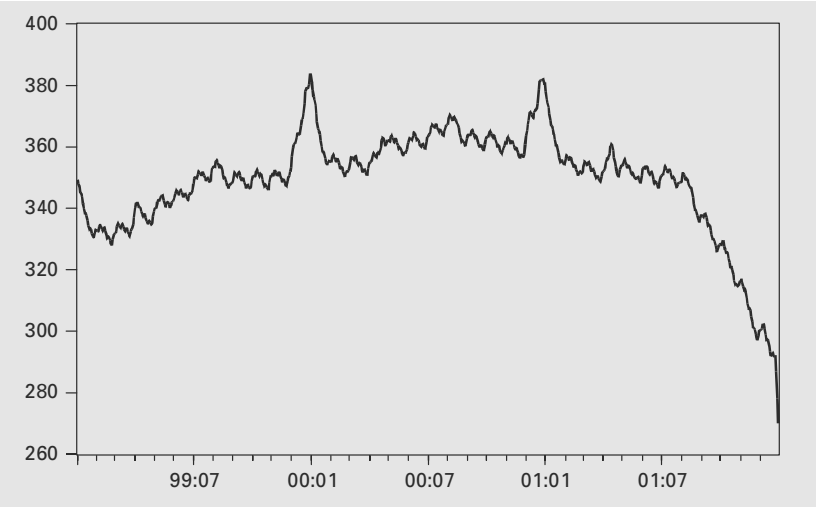
[10] The relationship of this "logic" to the thesis put forward by *Sinn and Westermann*, 2001, that the €/$ exchange rate is mainly influenced by relative movements in euro cash and dollar cash is critically evaluated in *Seitz and Bindseil*, 2001.

[11] *Costa Storti and De Grauwe*, 2002, analyze whether the emergence of electronic money is likely to affect the optimal size of monetary unions. According to them, irrespective of whether

Chart 1

BANKNOTES IN CIRCULATION IN THE EURO AREA ON A DAILY BASIS

(€ billions)



IT revolution is not going to remove the demand for currency altogether in the foreseeable future (*European Central Bank*, 1998). And even if it does, worldwide experience has shown that it is technically feasible for central banks to steer money market conditions even in a position of surplus in the interbank market. For that purpose, the central bank may, for example, issue debt certificates or set incentives for banks to use the deposit facility. Moreover, at least in the euro area, electronic money issued by monetary financial institutions is subject to reserve requirements, which compensates for the adverse balance sheet effects of the shrinking cash balances and the central bank may itself issue electronic money. Together with the obligation to redeem electronic money at par with central bank money, this would create a link to central banks ensuring the effectiveness of monetary policy. Finally, as *Goodhart*, 2000, argues, the ability of a central bank to control money market rates ultimately depends upon the fact that it is the government's bank and thus has the power to intervene in (financial) markets without concern for profitability.

electronic money supplements or rides free on existing publicly supported monetary networks, and after taking into account credibility issues, larger monetary areas are likely. But in the case of a supplementary function, monetary instability is also more likely which probably calls for a government action to solve the coordination problem of monetary unions.

One may even hold the position that even if currency and settlement balances are driven to zero and there are no reserve requirements, a high-reputation central bank could maintain the overnight rate within a band by setting the marginal lending and deposit rates at which it is prepared to lend and borrow overnight funds in a perfectly elastic way (see for an analogous argumentation *Woodford*, 2000).[12] There will be problems, however, if the banks are not willing to settle via the central bank (*Costa and De Grauwe*, 2001, 15). In this case, the central bank would not be able to provide the demanded liquidity by "a stroke of the pen" because its liabilities would not be the ultimate means of payments anymore (cash and settlement balances). Instead, the central bank would have to go to the market and borrow liquid funds itself which it would then lend out to commercial banks. This also implies that the central bank would have to provide collateral. If the borrowing banks are large relative to the central bank, the latter will not have sufficient collateral to make the operation possible. Thus, the loss of monopoly power in the provision of liquidity combined with the small size would make it hard for the central bank to control short-term interest rates. In other words: in such circumstances and without an external support, *e.g.* through the government, the central bank cannot credibly set up a standing facility in a cashless society.

The larger currency in circulation is, the higher the refinancing needs of banks at the central bank are. As far as the transactions demand for currency is concerned, replacement of cash by other payments media, especially debit and credit cards, is influenced by the extent of ATM and EFTPOS densities in different countries. On the one hand, the network effects of such high densities together with low user costs may foster a move towards cashless payments in retail payments (*Markose and Loke*, 2003).[13] On the other hand, however, a high density of ATM could also imply high cash withdrawals, which seems to be the case in a number of countries, *e.g.* Germany, and does not mean cashless payments.

[12] *Schreft and Smith*, 2000, derive theoretically that even perpetual declines in the demand for base money pose no threat to the traditional methods employed for conducting monetary policy. The effects of such reductions, however, do depend on how monetary policy is conducted. In this respect they compare four regimes: nominal-interest-rate targeting, inflation targeting, maintaining a fixed composition of government liabilities and money growth targeting.

[13] *Wallace*, 2000, shows that the acceptability of payments instruments innovations is not only dependent on network effects but also on the knowledge of individual histories. Such perfect knowledge implies no role for money (currency). No such knowledge, while giving the greatest scope for a role for currency, leaves no role for credit in any form. To justify a mix of transactions one has to specify some degree of imperfect knowledge of individual histories. *Shy and Tarkka*, 2002, theoretically analyze the markets for three different payments media, electronic cash cards, currency and debit and credit cards. They show how the transaction domain of each payment instrument depends on the market structures and transaction costs.

One essential element of the opportunity costs of currency use for domestic transactions is the foregone interest which may be approximated by a deposit rate. *Ceteris paribus*, the higher this rate is, the lower the proportion of cash financed expenditures is. Once a replacement of cash by transactions has taken place, consumers usually do not switch back even if circumstances change. Having this in mind and assuming an unchanged structural liquidity management policy of the central bank, this process leads to higher liquidity in banks and thus lower nominal interest rates. Furthermore, the cash-card substitution may itself be influenced by the monetary authorities with their interest rate policy. This is more relevant in economies which are highly EFTPOS linked and have low ATM unit costs. In such a situation cash and cards become close substitutes and cash-card substitution is highly interest rate sensitive. *Markose and Loke*, 2003, calculate for 11 industrialized countries (including the euro area countries Belgium, Finland, France, Italy, Portugal and Spain) that with full card network coverage an infinite cash-card substitution exists at interest rates of about 2%. Moreover, they show that cash and card networks are coexistent.[14] Therefore, even excluding foreign demand for currency, hoarding and currency used in the underground economy, the sometimes propagated cashless society seems to be far from reality.

Overall, a stability-oriented monetary policy should be interested in the amounts of currency used for domestic transactions. This is likely to be the part of 'money' with the highest degree of liquidity and, in turn, has probably a close link to domestic aggregate spending and price developments. If currency is to a large extent hoarded and held in foreign countries, the definition of 'money' according to its degree of liquidity or the transactions motive is more difficult. At the same time, an increased demand for currency, irrespective of where it originates or by whom it is exercised, generates a demand for base money. As this strengthens the ties between banks and the central bank, it enhances the potential effectiveness of monetary policy.

Domestic hoarding and the holdings of banknotes abroad do not have to affect the information content of monetary aggregates which give a high weight to currency as long as both change relatively smoothly. However, in both cases there might be times of strong shifts in currency demand. For instance, the period before the introduction of the withholding tax on interest income from financial assets in Germany in 1987 has shown that the demand for cash can react significantly in case of anticipated tax changes. This may

[14] See for a theoretical model *Kabelac*, 1999. According to her model, a specialization of different payment media for different transaction values seems probable.

have even contributed to abandoning the so-called central bank money stock with its high currency weight as an intermediate target and to switching to M3 by the Deutsche Bundesbank. In addition, currency outflows into foreign countries seem to be influenced by the external value of the respective currency, measured *e.g.* by exchange rate movements as the theoretical model above suggests. But, as it is known from the international finance literature, exchange rate movements are to a large extent unpredictable. Furthermore, a political crisis and/or a rise in inflation in foreign countries can trigger large currency movements. Thus, currency, narrow money demand or the velocity of circulation may become unstable or erratic due to underground, hoarding and foreign demand for home currency. The evolution of currency in the course of 2001/2002 presents evidence in this respect as currency hoarding and foreign currency holdings were to a large extent already reduced in the course of 2001. *Aksoy and Piskorski*, 2001a, b, as well as *Jefferson*, 2000, find that domestic money (the currency component of M1 or the monetary base corrected for the foreign holdings of dollars) contains valuable information about future movements of US real output and inflation. This is not surprising as such an adjustment tries to isolate the monetary aggregate actually used for domestic transactions (see also *Kimball*, 1981), which indeed should be related to aggregate demand and price developments, as mentioned above.

If a currency is strongly demanded in other countries or if a foreign country (officially) "euroizes" or "dollarizes", home monetary policy has effects on these countries. This might lead to the demand that the home central bank should take the economic conditions in these countries into account (see *Antinolfi and Keister*, 2001, who also exemplify the argument for the case of the US and official dollarization). If that request is fulfilled, however, this would lead to a loss of monetary independence not only of the foreign country, but also of the home country.

Let us finally approach the relationship between currency in circulation and price level determinancy. The essential question in this respect is whether the demand for currency issued by a central bank is necessary to tie down the price level and prevent inflation (*Fama*, 1983).[15] The root of the indeterminacy problem can be formulated as follows (*Costa and De Grauwe*, 2001). Private agents that do not suffer from money illusion care only about relative prices. They do not worry about nominal variables such as the price level or the nominal money stock. If there is nobody else in the system who cares

[15] Strictly speaking, it is not the demand for currency but the demand for base money which also includes bank reserves (required reserves and working balances) at the central bank that is decisive.

about nominal variables, these will not be determinate, but can take any value. It is therefore important that some institution exists that takes the responsibility for nominal variables. In a fiat money system this responsibility is taken by central banks. They can either control the money stock or they can try to control the inflation rate, thereby avoiding the indeterminacy problem. In a world with only privately issued currency (*e.g.* electronic money) and no bank reserves held at the central bank, this control would cease to exist. Therefore, *Costa and De Grauwe*, 2001, suggest to strengthen the supervisory role of central banks in such a case. Especially, they should expand their supervisory control of any money issued, independently of its type or origin. Additionally, they should not only use microeconomic criteria (*e.g.* the structure of balance sheets, the value of collateral, *etc.*), but also macroeconomic criteria (*e.g.* the state of the business cycle or the degree of asset inflation) for supervision.

To sum it up, central banks should have an interest that fiat currency does not vanish altogether. However, such a situation is far from reality, at least in the euro area. But even if it happens once, there are alternatives for a proper and effective functioning of monetary policy.

4. Summary and Conclusions

In this paper we argued that theoretical and empirical models of currency demand should incorporate the possibility of hoarding, underground economic activities and foreign demand.

Such a specification seems to be especially suitable for the euro area. Overall, although the share of currency in circulation in broad monetary aggregates is relatively small, an analysis of currency developments is important for a central bank, in particular if it gives a significant role to the analysis of monetary developments. For monetary policy, it is essential to know the share and in particular the change of the share of currency in circulation which is not used for domestic transactions. On the other hand, the demand for currency in general – irrespective of where it originates, for what purposes currency is held and who holds the currency – enhances the effectiveness of monetary policy. In any case, monetary policy should be able to adapt adequately to different levels of the demand for cash even if it is difficult to predict the longer-term evolution of the demand for euro cash.

There are some natural extensions of the present paper. First, a stochastic version of the theoretical model may be considered which would enable us to directly incorporate risk and uncertainty variables into the demand for cur-

rency function. Second, inclusion of different payment media into the theoretical model would allow analyzing cash-substitution processes to take place. Third, it would be interesting to switch to empirics, i.e. to econometrically estimate currency demand functions for the euro, split into small and large denominations, as well as to try to estimate the amounts hoarded and demanded abroad.

References

Aksoy, Y., Piskorski, T. (2001a) Foreign Holdings of Dollars and Information Value of US Monetary Aggregates, *Center for Economic Studies Working Paper* DPS 01.07, Katholieke Universiteit Leuven, February.

Aksoy, Y., Piskorski, T. (2001b) Domestic Money and US Output and Inflation, *Center for Financial Studies Working Paper* No. 2001/08, August (http://www.ifk-cfs.de).

Antinolfi, G., Keister, T. (2001) Dollarization as a Monetary Arrangement for Emerging Market Economies, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 83(6), November/December, pp. 29–39 (http://www.stls.frb.org).

Banco de Espana (1996) Determinantes de la demanda de efectivo en Espana, *Economic Bulletin* March 1996.

Bindseil, U., Seitz, F. (2001) The Supply and Demand for Eurosystem Deposits: The First 18 Months, *European Central Bank Working Paper* No. 44, February 2001 (http://www.ecb.int).

Boeschoten, W. C. (1992) Currency Use and Payments Patterns, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

Caridi, P., Passerini, P. (2001) The Underground Economy, the Demand for Currency Approach and the Analysis of Discrepancies: Some Recent European Experience, *The Review of Income and Wealth*, 47(2), pp. 239–250.

Costa, C., De Grauwe, P. (2001) Monetary Policy in a Cashless Society, *CEPR Discussion Paper* No. 2696, October 2001.

Costa Storti, C., De Grauwe, P. (2002) Electronic Money and the Optimal Size of Monetary Unions, *CEPR Discussion Paper* No. 3391, May 2002.

Deutsche Bundesbank (2002) Circulation of the Deutsche Mark – from Currency Reform to European Monetary Union, *Monthly Report March 2002*, 54(3), pp. 19–34 (http://www.bundesbank.de).

Drehmann, M., Goodhart, C. A. E., Krueger, M. (2002) The Challenges Facing Currency Usage: Will the Traditional Transactions Medium be Able to Resist Competition from the New Technologies? *Economic Policy*, 34, pp. 193–227.

Ercolani, M. G. (2000) Inflation Tax and the Hidden Economy, University of Essex, Department of Economics, *Discussion Paper* No. 509, May 2000.

European Central Bank (1998) Report on Electronic Money, Frankfurt/Main, August 1998 (http://www.ecb.int).

Fama, E. F. (1983) Financial Intermediation and Price Level Control, *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 7–28.

Friedman, B. M. (1999) The Future of Monetary Policy: The Central Bank as an Army with only a Signal Corps?, *International Finance*, 2(3), pp. 321–338.

Goodhart, C. (2000) Can the Central Bank Survive the IT Revolution?, *LSE Financial Markets Group Special Paper* No. 125.

Goodhart, C., Krueger, M. (2001) The Impact of Technology on Cash Usage, London School of Economics, Financial Markets Group, *Discussion Paper* 374, April 2001.

Gutman, P. (1977) The Subterranean Economy, *Financial Analysts Journal*, 33, pp. 24–27.

Holman, J. A. (1998) GMM Estimation of a Money-in-the-utility-function Model: The Implications of Functional Forms, *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(4), pp. 679–698.

Jefferson, P. N. (2000) 'Home' Base and Monetary Base Rules: Elementary Evidence from the 1980s and 1990s, *Journal of Economics and Business*, 52, pp. 161–180.

Kabelac, G. (1999) Cyber Money as a Medium of Exchange, *Discussion Paper* 5/99, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, October 1999 (http://www.bundesbank.de).

Kimball, R. C. (1981) Trends in the Use of Currency, New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, September/October, pp. 43–53.

Krueger, M. (2000) The Demand for Currency in Germany, *Working Paper* 2007, University of Durham (http://www.durham.ac.uk/Economics/Papers/).

Lambert, M., Stanton, K. D. (2001) Opportunities and Challenges of the U.S. Dollar as an Increasingly Global Currency: A Federal Reserve Perspective, *Federal Reserve Bulletin*, 87(9), pp. 567–575 (http://www.federalreserve.gov).

Lane, T. D. (1992) Household Demand for Money in Poland – Theory and Evidence, *IMF Staff Papers*, 39, pp. 825–854.

Markose, S., Loke, Y. (2003) Network Effects on Cash-card Substitution in Transactions and Low Interest Rate Regimes, *Economic Journal*, 113, pp. 456–476.

Obstfeld, M., Rogoff, K. (1996) Foundations of International Macroeconomics, The MIT Press, Cambridge (MA).

Porter, R. D., Judson, R. (1996) The Location of U.S. Currency: How Much Is Abroad?, *Federal Reserve Bulletin*, 82(10), pp. 883–903 (http://www.federalreserve.gov).

Rogoff, K. (1998) Blessing or Curse? Foreign and Underground Demand for Euro Notes, *Economic Policy*, 13, pp. 263–303.

Schneider, F., Enste, D. H. (2000) Shadow Economies: Size, Causes and Consequences, *Journal of Economic Literature*, 38(1), pp. 77–114.

Schneider, F., Osterkamp, R. (2000) Schattenwirtschaft in Deutschland und Europa (Shadow Economy in Germany and Europe), ifo Schnelldienst vom 25.9.2000, pp. 1–18.

Schreft, S. L., Smith, B. D. (2000) The Evolution of Cash Transactions: Some Implications for Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics*, 46, pp. 97–120.

Schroder, P. J. H. (2001) Reconsidering Money: Monetary Exchange with Additive Transaction Costs, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 157(2), pp. 301–318.

Seitz, F. (1995) The Circulation of Deutsche Mark Abroad, *Discussion Paper* 1/95, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, May 1995.

Seitz, F., Bindseil, U. (2001) Currency in Circulation, the Cash Changeover and the Euro/Dollar Exchange Rate, ifo Studien – Zeitschrift fur Empirische Wirtschaftsforschung, 47(4), pp. 531–548.

Seitz, F., Fischer, B., Kohler, P. (2003) The Demand for EMU Currencies: Past, Present, Prospect, European Central Bank, forthcoming.

Shy, O., Tarkka, J. (2002) The Market for Electronic Cash Cards, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), pp. 299–314.

Sinn, H.-W., Westermann, F. (2001) Why Has the Euro Been Falling? *CESifo Working Paper* No. 493, May (http://www.cesifo.de).

Stix, H. (2001) Survey Results about Foreign Currency Holdings in Five Central and Eastern European Countries, *CESifo Forum* 3/2001, pp. 41–48 (http://www.cesifo.de).

Snellman, J., Vesala, J., Humphrey, D. (2000) Substitution of Noncash Payment Instruments for Cash in Europe, *Bank of Finland Discussion Paper* 1/2000 (http://www.bof.fi).

van Hove, L. (1999) On the Concept and Measurement of Currency Hoarding, Free University of Brussels, *M&F Working Paper* 99–01.

van Hove, L., Vuchelen, J. (1999) Currency Hoarding in Belgium: An Update, *Revue de la Banque*, 7, pp. 336–346.

Viren, M. (1989) Recent Trends in the Use of Cash in Transactions, *Bank of Finland Bulletin* 10/1989, pp. 7–11.

Viren, M. (1992) Finnacial Innovation and Currency Demand: Some New Evidence, *Empirical Economics*, 17, pp. 451–461.

Viren, M. (1994) Demand for Different Payment Media in Finland, *Bank of Finland Bulletin* 2/1994, pp. 12–16.

Wallace, N. (2000) Knowledge of Individual Histories and Optimal Payment Arrangements, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Summer 2000, pp. 11–20 (http://www.minneapolisfed.org).

Woodford, M. (2000) Monetary Policy in a World without Money, *International Finance*, 3, pp. 229–260 (http://www.princeton.edu/~woodford).

DP/38/2004

Равнище на доверие във валутния режим в България през 1991–2003 г. Начален опит за калибрация

Георги Ганев

Резюме. В това изследване се изчислява показател на доверието на българските стопански субекти във валутния режим на страната, който е от значение при дебатите, дали и в каква посока България трябва да променя валутния си режим в годините до влизането на страната в еврозоната. Методът на изчисляване се основава на опростен модел на търсене на пари и на калибриране параметрите на функционалната връзка. Резултатът от изчислението е, че към средата на 2003 г. нивото на доверие във валутния режим на България е относително високо и се покачва относително бързо. Въз основа на този резултат е направен изводът, че промяна в сегашния режим на паричен съвет ще има относително висока социална цена.

Abstract. The goal of this study is to calculate an indicator for the level of credibility of the Bulgarian exchange rate regime. The level of credibility is important in the present debate about whether and how Bulgaria should change it exchange rate regime in the years until the entrance of the country in the Euro area. The method is based on a simplified money demand model and on calibration of the functional parameters. The result from the calculation is that as of mid-2003 the level of credibility of the Bulgarian exchange rate regime is relatively high and growing relatively quickly. The inference ensuing from this finding is that a change in the present regime based on a currency board arrangement will have a relatively high social cost.

Съдържание

Увод . . . . . .

Търсене на пари и валутни очаквания . . . . . .

Валутни очаквания и доверие във
валутния режим . . . . . .

Калибрация на модела – допускания . . . . . .

Калибрация на модела – данни и параметри . . . . . .

Емпиричен резултат . . . . . .

Заключение . . . . . .

Библиография . . . . . .

Георги Ганев, д-р по икономика, СУ „Св. Климент Охридски", Център за либерални стратегии.

Увод

Валутният режим в България, който се определя от институцията на паричния съвет, често е обект на обсъждане и на различни предложения. Те варират от предложения за преминаване към нормална парична политика с плаващ валутен курс до такива за пълно премахване на българската валута и евроизация, при която нито паричната политика, нито валутният курс зависят от вътрешни за България фактори.

Едно от съществуващите мнения е, че паричният съвет в значителна степен ограничава способността на органите на властта да стимулират икономиката и да действат в противовес на нежелана динамика в различни макроикономически показатели. Второ мнение е, че паричният съвет застрашава дългосрочното развитие на икономиката, защото фиксираният номинален обменен курс на лева води до неговото реално поскъпване поради относително високата инфлация у нас и оттам до опасност от изчерпване на валутните резерви и до валутна или стопанска криза. Тези две мнения се обединяват около предложението да се премине към парична политика с дискреционна централна банка и плаващ валутен курс. Според трето мнение режим, основан на фиксиран курс, е стриктно доминиран от режим на евроизация, който поради бъдещото обвързване на България с европейската икономика ще доведе до повече плюсове и по-малко минуси отколкото режимът на паричен съвет с продължаващо съществуване на българската валута. Предложението, което произтича от това мнение, е България да изостави валутата си незабавно, след като, така или иначе, ще трябва да го направи в обозримо бъдеще.

И при двете предложения става въпрос за промяна на статуквото. И в двата случая твърденията са, че ще има повече плюсове отколкото минуси. С други думи – става въпрос за политически избор на водещите икономическата политика у нас между три възможни режима на парична политика: връщане към дискреционна парична политика с плаващ валутен курс, евроизация или запазване на статуквото на паричен съвет.

Особеното при този избор е, че неговата времева рамка е стриктно ограничена. Вероятността към 2010 г. България вече да е член на еврозоната и да участва в европейския механизъм на парична политика с европейската валута в момента е много висока. В светлината на това очакване става въпрос за избор какво да прави България в рамките на тези няколко години.

Винаги когато съществува избор между различни режими за срок от няколко години, има силен аргумент да се избере статуквото. Всяка промяна на режим на икономическа политика е неизбежно свързана с разходи по прехода на стопанската система от един начин на работа към друг. Вероятността тези разходи да бъдат компенсирани от евентуалните плюсове на новия режим само за няколко години винаги е много малка, поради което и статуквото е за предпочитане. Основният въпрос при подобен дебат е колко точно струва преминаването от един режим към друг.

Що се отнася до България, в началото на XXI век въпросът за цената на преминаването от един паричен режим към друг е неразривно свързан с въпроса за нивото на доверие на българските стопански субекти към действащия валутен режим. Връзката се дължи на зависимостта между доверието на всеки стопански субект в определен режим на икономическа политика и размера на промяна в неговите очаквания при обявяването на промяна в режима. Тази връзка е правопропорционална, защото, когато хората вярват на даден режим, те формират очакванията си на базата на неговото действие и заемат съответни позиции спрямо бъдещето. Когато бъде обявена промяна в режима, сигурността в бъдещето за отделните субекти намалява – нещо вече известно (в случая режимът на паричен съвет действа от 6 години) се заменя с нещо, което не се знае със сигурност как ще работи. Стопанските субекти посрещат нарасналата несигурност, дори да е само временна, с ревизия на заеманите позиции спрямо бъдещето към по-консервативни и предпазливи.

Примери за подобна реакция при преминаване от режим на паричен съвет към режим на традиционна парична политика, основана на по-гъвкав валутен курс и усмотрение на централната банка, биха могли да бъдат нарасналите очаквания за обезценяване на националната валута, преминаването към чуждестранна валута и оттам демонетизацията на стопанството и намаляването на способността на паричната политика, в чието име е направена промяната, да въздействат върху икономиката изобщо. Друг потенциален минус е загубата на доверие в паричните власти поради промяна в поетия ангажимент (поддържането на паричен съвет), като загубата на доверие отново означава неефективност на националната парична политика – вж. *Jakubiak*, 2003, p. 76.

Що се отнася до реакцията при преминаване към евроизация, логично е да се очаква, че България ще изпита преходни затруднения, подобни на затрудненията на икономиките, които през 1999 г. и 2001 г. станаха членки на еврозоната. Процесът там не протече без

затруднения и ревизии на позициите на стопанските субекти, които продължават да се изследват – вж. *Batini* (2002). Логично е да се предположи, че за относително нестабилна и неконвергирала икономика като българската затрудненията и ревизиите на позиции ще са по-значителни отколкото за по-развитите икономики, които вече ги изпитаха, и отколкото самата България би изпитала, ако премине към еврото по-късно.

Така, ако режимът на паричен съвет се ползва с доверие, на макрониво ревизията на очакванията и позициите на много субекти при неговата неочаквана промяна означава неминуемо забавяне и затруднение при стопанската активност. Ако заваренят режим не се ползва с доверието на хората, обявяването на промяна в режима няма да доведе до съществено увеличаване на несигурността и оттам обществените разходи, свързани с намалена стопанска активност, ще бъдат незначителни.

Накратко, ако нивото на доверие във валутния режим е високо, всяка промяна от предварително обявения курс е „скъпа" поради неминуемата загуба, макар и временна, на стопанска активност. И обратното, ако нивото на доверие е ниско, евентуална промяна на предварително обявения курс е относително „евтина". При паричния съвет в България тази връзка е особено отчетлива и ясна, защото предварително обявеният курс е силно институционализиран в закони и в официални стратегически документи и включва като неотменна част запазването на паричния съвет до влизането на България в еврозоната.

Целта на тази разработка е да разгледа нивото на доверие в българския валутен режим като главен косвен индикатор за евентуалната цена на промяна на режима на паричен съвет. Това е направено, като стандартният модел на търсене на пари е допълнен с важното за една отворена икономика очакване за обезценяване на валутата. След това чрез калибрация това очакване се изчислява и сравнява с обявеното като цел на валутната политика обезценяване. Колкото по-близо е очакването на стопанските субекти до това, което държавата е поела като ангажимент, толкова по-високо е доверието в обявения от държавата валутен режим.

Търсене на пари и валутни очаквания

Следвайки *Ganev et al.* (2001), изходната точка на анализа е търсенето на пари, при което допускането е, че търсенето на реални парични баланси е функция от реалния доход и от относителната въз-

връщаемост на баланси в чуждестранна валута спрямо балансите в национална валута:

$$\ln(M_t) - \ln(P_t) = \ln(y_t) + \alpha - \beta E_t \left\{ \frac{\Delta e_{t+1}}{e_t} \right\} \quad (1).$$

В уравнение (1) M обозначава масата на парите, измерена чрез агрегата широки пари, P е ценовото равнище, измерено чрез индекса на потребителските цени, y е съвкупното производство, измерено чрез реалния БВП, а e е левовият курс на чуждестранната валута. При тази спецификация E е операторът на очакването, а α и β са параметри на функционалната връзка.

Смисълът на формулировката е, че реалните парични баланси са функция не само на реалната стопанска активност (в случая с допускане за еластичност на реалните баланси спрямо реалния БВП, равна на 1), но и на очакваното обезценяване на лева спрямо чуждестранната валута (в случая е избран доларът). Подобно допускане е реалистично по отношение на България, доколкото един от емпиричните факти на прехода е масовото използване на чуждестранна валута, особено на долара, като алтернативно на лева средство за съхранение на стойността. При очакване за обезценяване на лева стопанските субекти го продават, а купуват долари, като с това намаляват търсенето на левове и причиняват спад на паричната маса.

Формулировката в уравнение (1) може да се разглежда като естествено развитие и видоизменение на предложените от *Friedman* (1956) и *Cagan* (1956) формулировки на търсенето на пари, при които се подчертава теоретичното значение както на общата стопанска активност, представена от реалния БВП, така и на очакваната възвръщаемост на алтернативни на парите активи, като например ценни книжа, или реални активи, чиято относителна очаквана възвръщаемост се измерва чрез очакваната инфлация.

За България чуждестранната валута, по-точно щатският долар, е основно и в действителност често и масово използвано алтернативно средство за съхранение на стойността. По данни от БНБ и по изчисления на автора от освобождаването на валутния курс в България през февруари 1991 г. до средата на 2003 г. нивото на валутизация на депозитите на стопанските субекти в банките никога не е било по-малко от 20% и в моменти на криза е стигало до 80%, като в тази мярка не се включват трудните за улавяне валутни баланси на фирми и домакинства в брой. Относителната очаквана възвръщаемост на валутните активи се представлява от очаква-

ната промяна във валутния курс. Това прави подходящо включването му в уравнение (1) като представител на алтернативна възвръщаемост.

Нека с m обозначим логаритъма на нивото на монетизация, което представлява масата на парите като процент от БВП, т. е. $m = \ln(M/Py)$. Тогава след проста трансформация получаваме:

$$E_t\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\} = \frac{\alpha - m_t}{\beta} \qquad (2).$$

Уравнение (2) е опростен израз и очертава по-ясно значението на параметрите на функционалната връзка. Параметърът α представлява нивото на монетизация, което стопанските субекти биха поддържали, ако очакваха нулево обезценяване на националната валута, т. е., ако вярваха, че обменният курс на лева и долара няма да се променя. Така α обозначава логаритъма на нивото на монетизация при пълно доверие в лева. Параметърът β показва с колко би се променил логаритъмът на нивото на монетизация при определена процентна промяна в левовия курс на долара, т. е. той представлява еластичността на нивото на монетизация спрямо очакваното обезценяване на лева. Всъщност β показва колко бързо стопанските субекти биха „бягали" от лева и съответно демонетизирали икономиката при определено ниво на очакване за обезценяването му.

Валутни очаквания и доверие във валутния режим

След като нивото на монетизация на икономиката беше представено като функция от очакваното обезценяване на лева – уравнение (2), може да се направи връзка между нивото на монетизация и нивото на доверие в паричните власти по отношение на нейната валутна политика и на цялостния, поддържан от нея, валутен режим. Това е възможно поради факта, че очакванията на стопанските субекти зависят от това, доколко те вярват, че е реалистична обявената от паричните власти валутна политика или че ще се случи нещо друго, необявено като ангажимент от паричните власти.

Формално връзката става чрез допускане, че очакваната промяна в обменния курс – лявата страна на уравнение (2) – е претеглена средна между два възможни сценария. Първият е сценарият, обявен от паричните власти – ако стопанските субекти имат пълно доверие в паричните власти и вярват, че ще се случи обявеното (това очакване, основано на доверие, е обозначено със суперскрипт „b").

При втория сценарий стопанските субекти допускат какво ще се случи с валутния курс, когато изобщо не вярват в способността на паричните власти да поддържат обявения режим (това очакване, основано на скептицизъм, е обозначено със суперскрипт „*s*“). Теглото на първия сценарий при формиране на очакванията на стопанските субекти, $\theta \in (0,1)$, отразява и нивото на доверие в това, че обявеният от паричните власти валутен режим ще бъде следван:

$$E_t\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\} = \theta_t E_t^b\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\} + (1-\theta_t)E_t^s\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\} \qquad (3).$$

Когато дясната страна на уравнение (3) замести лявата страна на уравнение (2), се получава функционална връзка между нивото на монетизация в икономиката и нивото на доверие на стопанските субекти в обявения от паричните власти валутен режим. Тази функционална връзка може да бъде използвана, за да се оцени доверието във валутния режим въз основа на наличните данни за нивото на монетизация.

За предпочитане е подобна оценка да се основава на формален иконометричен модел, който използва пълната функционална връзка между променливите, и се основава на определени данни за очакванията на стопанските субекти за динамиката на левовия курс на долара. За съжаление на този етап на познаване на българската икономика дължината на динамичните редове не позволява достатъчно стриктна статистическа оценка на съответните параметри и не съществуват данни за очакванията на стопанските субекти, включително и за динамиката на обменните курсове. Това налага използването на друг, по-малко стриктен и съвършен подход за оценка на нивото на доверие във валутния режим в България, какъвто е калибрацията.

Калибрация на модела – допускания

Калибрацията се основава на определен модел и на допускания за стойностите на параметрите му, за да генерира определени динамични редове, които да бъдат анализирани с някаква цел. При доверие на българските стопански субекти във валутния режим на страната тя изисква определено опростяване и формулиране на определени стойности на функционалните параметри.

Опростяването се основава на допускания за двата сценария на очакване, на които се основава средното очакване на стопанските

субекти. Тези допускания са необходими поради вече споменатата липса на данни за очакванията на стопанските субекти, както и на липса на възможност тези очаквания да се изведат въз основа на други данни.

При сценария на доверие очакваната промяна в обменния курс в случай на пълно доверие във валутния режим, който е обявил нулево обезценяване на валутата, е:

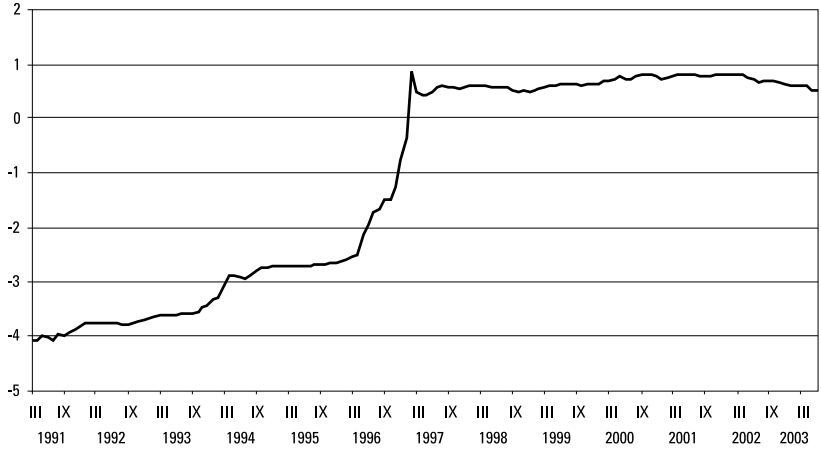
$$E_t^b\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\}=0 \qquad (4).$$

Това допускане е направено за целия преходен период в България. През 1991–1997 г. България избра режим на плаващ валутен курс, но основна причина за това беше не желанието на управляващите и на централната банка (БНБ) да девалвират валутата, а липсата на международни резерви. Поведението на БНБ през целия период потвърждава стремежа на паричните власти да поддържат стабилен номинален валутен курс и когато БНБ имаше възможност, тя се намесваше с оглед постигането на тази цел. Това може да се види на графика 1.

Графика 1

БЪЛГАРИЯ 1991–2003 г.
СРЕДНОМЕСЕЧЕН ВАЛУТЕН КУРС НА ЛЕВА ЗА 1 Щ. Д.

(логаритмична скала по деноминирани левове)



Източник: БНБ и собствени изчисления.

Графиката показва динамиката на курса на щатския долар в левове (в логаритмична скала за по-ясно графично представяне) в годините на прехода. На нея се вижда, че освен двата ясно очертани периода на валутни кризи през 1994 г. и 1996–1997 г. валутният курс е относително стабилен. Това потвърждава хипотезата, че и преди 1997 г. БНБ е целяла стабилна валута (изключения са правени само при невъзможност да я поддържа и при свързаните с нея валутни кризи).

През 1997–2002 г. допускането, че обявената цел на паричните власти е стабилност на валутата и липса на девалвация, се основава на законовата им уредба и в изричното им институционализирано в системата на паричен съвет обвързване на обменния курс с една от водещите стабилни световни валути. Както показва графика 1, тази цел досега е успешно постиганата.

Следователно през целия период на прехода валутният режим в България е включвал поддържане на стабилен номинален валутен курс. По тази причина и всеки стопански субект, който е имал пълно доверие в този валутен режим, е очаквал нулево обезценяване на валутата, както е допуснато в уравнение (4).

При сценария на скептицизъм очакваната промяна в обменния курс в случай на пълно недоверие във валутния режим е тази, която ще доведе реалния валутен курс в следващия период до нивото му в изходния момент:

$$E_t^s\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\}=\frac{P_{t+1}^d e_0}{P_{t+1}^f e_t}-1 \qquad (5).$$

В уравнение (5) P^d е домашното ценово равнище, а P^f е ценовото равнище в чужбина, в случая в САЩ. Дясната страна на уравнение (5) показва с колко процента трябва да се обезцени левът, за да се върне неговата доларова покупателна способност на равнището от февруари 1991 г., когато валутният пазар в България беше либерализиран.

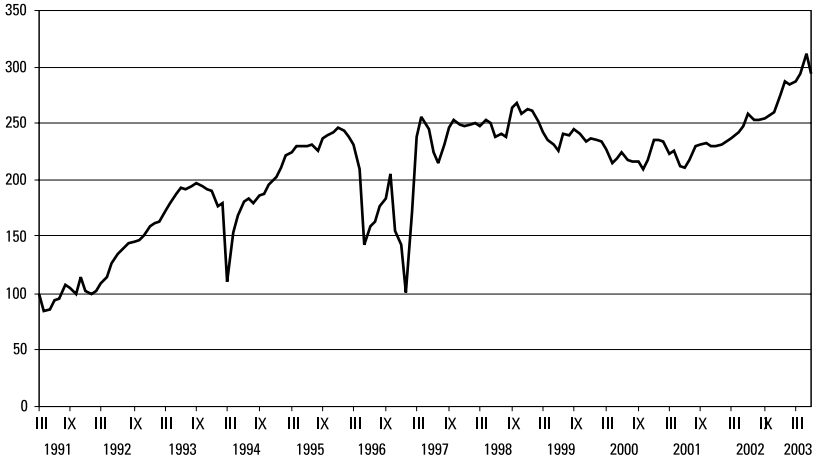
Допускането е, че в момента на либерализация натрупаните неравновесия и изкривявания в предходния период са били относително изчистени за няколко месеца, след което са започнали да се натрупват нови поради съчетанието между стремежа за запазване на номиналната стабилност на лева и относително по-високата инфлация в България. В потвърждение на хипотезата, че левовият курс на долара в първите месеци след либерализацията на валутния пазар е добро приближение на дългосрочното ниво на реалния обменен

курс между двете валути, е фактът, че и при двете валутни кризи в България (през 1994 г. и през 1996–1997 г.) реалният курс на долара в левове се връща почти на това ниво. Това е показано на графика 2, където ясно се вижда как при епизодите на валутна паника през март 1994 г. (почти двукратно обезценяване на лева в рамките на месеца) и през февруари 1997 г. (трикратното обезценяване на лева за първите две седмици към края на месеца е сведено до двукратно) реалният курс на лева се връща близо до нивото си от началото на свободния валутен пазар в България. В този смисъл допускането, че при сценарий на пълно недоверие в способността на паричните власти да постигнат обявените си цели стопанските субекти очакват номинално обезценяване на валутата до стойност, съответна на дългосрочния реален обменен курс, е реалистично.

Графика 2

БЪЛГАРИЯ 1991–2003 г.
РЕАЛЕН КУРС НА ЛЕВА В ЩАТСКИ ДОЛАРИ

(повишаването означава реално поскъпване на лева)



Източник: БНБ, НСИ, Bureau of Labor Statistics и собствени изчисления.

Тъй като в момента на наблюдението ценовите равнища в страната и в чужбина през следващия период не са известни, е необходимо още едно опростяващо допускане, а именно – че през следващия период инфлацията в страната и в чужбина ще е приблизително равна. В резултат на това уравнение (5) се трансформира в:

$$E_t^s\left\{\frac{\Delta e_{t+1}}{e_t}\right\}=\frac{P_t^d e_0}{P_t^f e_t}-1 \qquad (6).$$

Опростяващите допускания в уравнения (4) и (6) дават възможност да се стигне до относително ясна функционална връзка между наблюдаемите променливи и неизвестната променлива на доверието θ. Това става, като десните страни на уравнения (4) и (6) се заместят в дясната страна на уравнение (3), тя бъде заместена в лявата страна на уравнение (2) и се направят прости преобразувания. Резултатът от уравнението за нивото на доверие във валутния режим е:

$$\theta_t=1-\frac{\alpha-m_t}{\beta\left(\frac{P_t^d e_0}{P_t^f e_t}-1\right)} \qquad (7).$$

Уравнение (7) е резултат от допусканията, обсъдени по-горе, и дава възможност да се изчисли нивото на доверие във валутния режим в България по тримесечия, като се използват наличните данни за масата на парите и БВП в страната, за ценовите равнища в България и САЩ и за курса на щатския долар в левове и се калибрират стойностите на двата параметъра α и β.

Калибрация на модела – данни и параметри

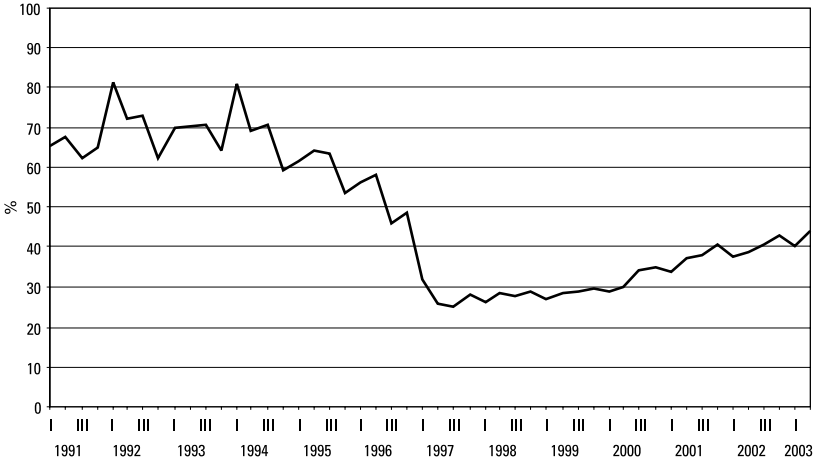
Според уравнение (7) ненаблюдаваната променлива на доверието във валутния режим е функция от четири наблюдавани променливи и от два параметъра.

Първата от наблюдаваните променливи е нивото на монетизация в България. При нейното изчисляване се използват данни за масата на парите, измерена чрез някой от стандартните парични агрегати, и данни за общата стопанска активност, измерена чрез БВП. Тримесечната честота на данните за БВП определя и честотата на целия модел, доколкото всички останали данни са налични в по-висока честота. За целта на модела е използван агрегатът *широки пари*. За всяко тримесечие е изчислено съотношението *широки пари/тримесечния БВП*. Тъй като БВП е променлива тип „поток“, а масата на парите е променлива тип „запас“, нивото на монетизация е изчислено на годишна база, като тримесечният БВП е умножен по 4. Така полученият ред е сезонно изгладен, използвайки Eviews с процедурата X11. Резултатът е показан на графика 3.

Графика 3

БЪЛГАРИЯ 1991–2003 г.
НИВО НА МОНЕТИЗАЦИЯ

(широки пари като процент от БВП, сезонно изгладен по тримесечия)



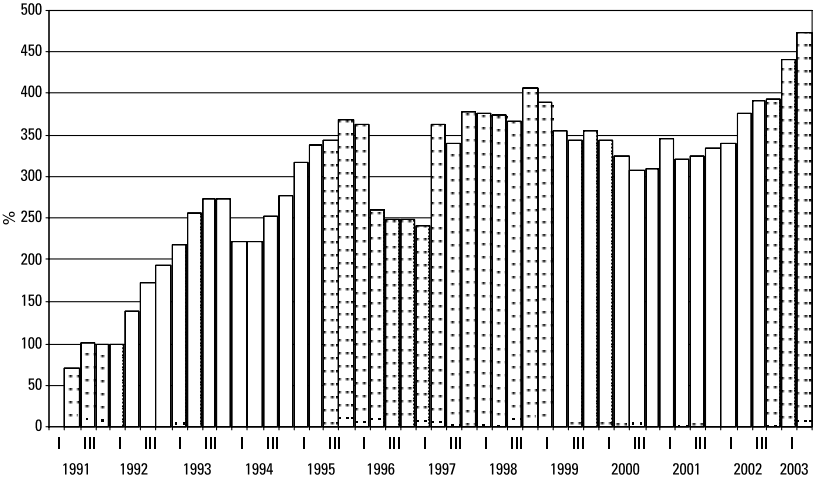
Източник: БНБ, НСИ и собствени изчисления.

От графика 3 става ясно, че въпреки ценовия шок вследствие либерализацията на цените в България през февруари 1991 г. нивото на монетизация е относително високо до първата валутна криза през пролетта на 1994 г. След нея има постоянна и неравномерна демонетизация на икономиката до средата на 1997 г., последвана от постоянна, но поне през първите шест години значително по-бавна ремонетизация.

Другите три променливи, които според модела, представен в уравнение (7), имат значение за изчисляване нивото на доверие във валутния режим, са ценовото равнище в България, ценовото равнище в САЩ и номиналният курс на щатския долар в левове. Чрез тях по формулата от дясната страна на уравнение (6) се изчислява потенциалът за обезценяването на лева за всяко тримесечие. Именно този потенциал показва колко трябва да се обезцени номинално левът, за да се върне реалният му курс до нивото от 1991 г., което се приема за относително близко до дългосрочния реален курс. За целта ценовите равнища и номиналният левов курс на долара са осреднени по тримесечия и потенциалът за обезценяване е изчислен като данните за всяко тримесечие са заместени в дясната страна на уравнение (6). Резултатът е показан на графика 4.

Графика 4

БЪЛГАРИЯ 1991–2003 г.
ПОТЕНЦИАЛ ЗА РЕАЛНО ОБЕЗЦЕНЯВАНЕ НА ЛЕВА



Източник: БНБ, НСИ, Bureau of Labor Statistics и собствени изчисления.

Потенциалът за реално обезценяване на лева, показан на графика 4, следва отблизо динамиката на реалния валутен курс, показан на графика 2, но със значително по-малки амплитуди поради тримесечното осредняване. Според този показател през второто тримесечие на 2003 г., за да се върне на нивото, което беше прието за близко до дългосрочния реален курс, левът трябва да се обезцени около 5.5 пъти (т. е. с около 450%).

Двата параметъра на функционалната зависимост в уравнение (7) са калибрирани въз основа на екстремни моменти в поведението на българската стопанска система през периода, разглеждан в изследването. Както беше посочено по-горе, α е нивото на монетизация, което стопанските субекти биха поддържали, ако очакваха нулево обезценяване. Най-високото ниво на монетизация на българската икономика през 1991–2003 г. се наблюдава през първия период на стабилност на лева, подкрепян от БНБ – в края на 1991 г., през 1993 г. и в началото на 1994 г. – около 90% (неизгладени данни). Въпреки проблемите с тази монетизация, която се оказа неустойчива и основана на лоши кредити, това ниво е взето за приближение при калибрацията. Така стойността на параметъра α е фиксирана на $\ln(0.9) = -0.10536$.

Също според вече даденото определение параметърът β е еластичността на нивото на монетизация спрямо очакваното обезценяване на националната валута. Допускането при неговата калибрация е основано на фактическата реакция на българската стопанска система по време на кризата през 1996–1997 г. В леко усилен вариант на събитията оттогава обезценяването на лева от 300% е съпроводено от спад на нивото на монетизация от около 90% до около 20%. При тези допускания еластичността е

$$\beta = [\ln(0.9) - \ln(0.2)]/3 = 0.50136.$$

В резултат на обработването на данните, за да се получи нивото на монетизация и потенциала за обезценяване на лева и на фиксирането на определени реалистични стойности на параметрите на функционалната връзка, емпиричното уравнение за получаване на калибрираните стойности на ненаблюдаваната променлива на доверието във валутния режим придобива следната форма:

$$\theta_t = 1 + \frac{0.10536 + m_t}{0.50136\left(\frac{P_t^d e_0}{P_t^f e_t} - 1\right)} \qquad (8).$$

Емпиричен резултат

Уравнение (8) дава възможност за непосредствено изчисляване нивото на доверие във валутния режим в България въз основа на представения по-горе модел. Резултатът е представен на графика 5.

В значително опростения модел от уравнение (8) динамиката на доверие във валутния режим е резултат от нелинейното взаимодействие на динамиките на двете основни променливи: нивото на монетизация на българската икономика и потенциала за реално обезценяване на лева спрямо долара до приетия за равновесен дългосрочен реален курс. Формално вторият израз в дясната страна на уравнение (8) е в общия случай (когато монетизацията е под 90% и левът е реално над курса си от 1991 г.) с отрицателна стойност, която се дължи на числителя. Оттам всяко увеличаване на монетизацията или на потенциала за обезценяване води до нарастване на изчисленото ниво на доверие във валутния режим. Ако хората не реагират на увеличение в потенциала за обезценяване с бягство от националната валута и съответно демонетизиране на стопанството, тогава те имат относително високо доверие във валутния режим.

Графика 5

БЪЛГАРИЯ 1991–2002 г.
ИНДИКАТОР НА ДОВЕРИЕТО ВЪВ ВАЛУТНИЯ РЕЖИМ

Източник: собствени изчисления.

Динамиката на показателя на доверие от графика 5 е информативна, доколкото в други икономики в преход изчисленото по тази методология доверие във валутния режим е със значително по-тривиална динамика – вж. *Ganev et al.* (2001). У нас в годините до първата валутна криза (1991–1993) стопанските субекти не бягат от лева и монетизацията остава на относително високи за Източна Европа равнища въпреки постоянното отдалечаване на лева от реалния му курс от 1991 г. и натрупващия се потенциал за обезценяване. Логично това е отразено в индикатора на доверието, който отбелязва високи стойности и достига максимума си именно през тримесечието, завършило с първата валутна криза от пролетта на 1994 г.

След тази криза настъпва корекция в индикатора на доверието от над 20 процентни пункта в рамките на 1994 г. Впоследствие доверието отново се увеличава, макар и малко, в отговор на продължилата пет тримесечия стабилност на валутния курс. Това кратко възстановяване на доверието е разтърсено от втората валутна криза, свързана с обща стопанска и финансова криза. Въпреки бързо обезценяващия се лев в посока към реалния му курс от 1991 г. бягството от лева (от второто тримесечие на 1996 г. до първото на

1997 г.) е още по-бързо. В резултат на това показателят на доверието се срива от 80% през третото тримесечие на 1995 г. до под 15% година и половина по-късно.

След разрешаването на кризата и промяната в цялостния паричен режим в България показателят за доверието сравнително бързо се възстановява с около 25 процентни пункта и остава относително постоянен (около 38%) в продължение на две години и половина. Това задържане се дължи на комбинацията от относително постоянно ниво на монетизация (графика 3) и относително постоянен потенциал за обезценяване (графика 4).

От една страна, паричната маса и БВП се възстановяват относително бързо след кризата, като темповете са приблизително еднакви. Причините за това парите да не се възстановяват по-бързо от БВП и да не го „водят" в този период, може да са различни, като най-релевантни изглеждат две от тях. Първо, българската банкова система беше из основи разтърсена от кризата и се намираше в един нов и непознат досега режим на работа, което я направи много предпазлива относно увеличаването на кредита и свързаното с това нарастване на паричната маса. Второ, това беше период на постоянни външни шокове – от източноазиатската криза, през руската дългова и финансова криза до войната в Косово с нейните реални и финансови последици.

От друга страна, относително по-бързото нарастване на ценовото равнище в България отколкото в САЩ беше компенсирано от поскъпването на долара. В резултат на това, макар и с известни колебания, потенциалът за обезценяване на лева спрямо долара оставаше стабилен.

След средата на 2000 г. има ясно изразена тенденция към нарастване показателя на доверието във валутния режим. Преодолели преструктурирането си, опознали режима на паричен съвет и стимулирани от спадащите лихвени равнища в света, банките започнаха да увеличават потребителските кредити значително по-бързо от темпа на нарастване на общата стопанска активност, като едновременно с това започна процес на стабилизиране и после поевтиняване на долара, което доведе до тенденция към увеличаване потенциала за обезценяване. Така въпреки увеличения потенциал за обезценяване на лева поведението на банките и на другите стопански субекти ясно показва желание за нарастване на паричната маса. По силата на уравнение (8) това означава, че показателят за доверието във валутния режим нараства значително – с близо 40 пункта за три години до 70% в средата на 2003 г.

Заключение

В тази разработка беше направен опит да се изчисли показател на доверието на българските стопански субекти във валутния режим на страната. Знание за нивото на доверие във валутния режим е от решително значение в дебатите, дали и в каква посока България трябва да променя валутния (и изобщо паричния) си режим в годините до влизането на страната в еврозоната.

Възприетият метод се основава на опростен стандартен модел на търсенето на пари и на калибриране параметрите на функционалната връзка. Подобен подход, разбира се, страда от сериозни недостатъци. Първият от тях е, че има и алтернативни модели, способни да послужат за база на анализа и е възможно включените в тях променливи да са важни за нивото на доверие, поради което така изчисленият показател може да страда от системна неточност. Вторият е, че в рамките на възприетия модел са направени редица опростяващи допускания, които в немалка степен намаляват емпиричната релевантност на модела. Третият е, че параметрите на функционалната връзка не са оценени със стандартни иконометрични техники поради недостатъчността на наблюденията, а са калибрирани въз основа на информирани догадки. Бъдеща работа по този показател може да се концентрира върху преодоляването на тези недостатъци. Въпреки недостатъците обаче резултатът изглежда реалистичен и информативен.

Показателят за доверието на българските стопански субекти в избрания от държавата валутен режим е с динамика, която отговаря интуитивно на основните събития в стопанския преход на България и може да даде груба представа за това, какво се случва с ненаблюдаваното истинско ниво на доверие във валутния режим. Резултатът от измерването е, че към средата на 2003 г. нивото на доверие във валутния режим на България е относително високо и се покачва относително бързо.

Изводът от това наблюдение е, че промяна в сегашния режим на паричен съвет по посока на дискреционна парична политика с плаващ курс или в посока евроизация ще е свързана със значителна промяна на очакванията на стопанските субекти, със значително изместване на техните позиции по отношение на бъдещето и оттам с висока социална цена на тази промяна.

Библиография

Bureau of Labor Statistics: www.bls.gov

Batini, Nicoletta, 2002, "Euro Area Inflation Persistence", ECB Working Paper No. 201, December.

Cagan, Phillip, 1956, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in Milton Friedman, ed., "Studies in the Quantity Theory of Money", Chicago: University of Chicago Press, pp. 25–117.

Friedman, Milton, 1956, "The Quantity Theory of Money: A Restatement" in Milton Friedman, ed., "Studies in the Quantity Theory of Money", Chicago: University of Chicago Press, pp. 3–21.

Ganev, Georgy, Marek Jarocinski, Rossitza Lubenova and Przemyslav Wozniak, 2001, "Credibility of the Exchange Rate Policy in Transition Countries", Center for Social and Economic Research (CASE), Report No. 38; http://www.case.com.pl/pdf/rc/RC38.pdf

Jakubiak, Malgorzata, 2003, "Currency Crises in the Context of Exchange Rate Regime Choice" in Marek Dabrowski, ed., "Currency Crises in Emerging Markets", Boston: Kluwer Academic Publishers, pp. 73–93.

БНБ (Българска народна банка): www.bnb.bg

НСИ (Национален статистически институт): www.nsi.bg

DP/39/2004

Credibility and Adjustment: Gold Standards Versus Currency Boards

Jean-Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky

Abstract. It is often maintained that currency boards (CBs) and gold standards (GSs) are alike in that they are stringent monetary rules, the two basic features of which are high credibility of monetary authorities and the existence of automatic adjustment (nondiscretionary) mechanism. This article includes a comparative analysis of these two types of regimes both from the perspective of the sources and mechanisms of generating confidence and credibility, and the elements of operation of the automatic adjustment mechanism. Confidence under the GS is endogenously driven, whereas it is exogenously determined under the CB. CB is a much more asymmetric regime than GS (the adjustment is much to the detriment of peripheral countries) although asymmetry is a typical feature of any monetary regime. The lack of credibility is typical for peripheral countries and cannot be overcome completely even by 'hard' monetary regimes.

Резюме. Често се счита, че паричните съвети (ПС) и златният стандарт си приличат по това, че включват строги монетарни правила, чиито две отличителни черти са високото доверие в паричните власти и наличието на механизъм за автоматично (неволево) приспособяване. Настоящото изследване включва сравнителен анализ на тези два вида парични режими от гледна точка както на източниците и механизмите, които пораждат сигурност и доверие, така и на елементите на функциониране на механизма за автоматично приспособяване. При златния стандарт доверието е ендогенно детерминирано, а при ПС – екзогенно. ПС е доста по-несиметричен режим от златния стандарт (приспособяването силно вреди на периферните държави), въпреки че асиметричността е обичайна характеристика на всеки паричен режим. Липсата на доверие е типична за периферните държави и не може изцяло да бъде преодоляна дори и от „твърди" парични режими.

Contents

I. Introduction . . . . . .
II. Definitions . . . . . .
III. How Are Confidence and Credibility Generated? . . .
Convertibility . . . . . .
Endogenous Versus Exogenous Confidence . . . . . .
International Cooperation Versus Unilateral Decision . .
IV. How Does Adjustment Take Place? . . . . . .
Automatism . . . . . .
Asymmetry . . . . . .
Financial Environment . . . . . .
V. Conclusion – Some Lessons from the Gold Standard for CB . . . . . .
Bibliography . . . . . .

Jean-Baptiste Desquilbet, LEO, Université d'Orléans, France, jean-baptiste.desquilbet@univ-orleans.fr

Nikolay Nenovsky, University of National and World Economy, Sofia, Bulgaria, LEO, Université d'Orléans, France, Bulgarian National Bank, nenovsky.n@bnbank.org

We have benefited from discussions with participants in a LEO Research Seminar (16 March 2004) and University of Amiens Research Conference (18 March 2004), CAE Seminar in Aixen Provence (13 May 2004), GDR Seminar – Orléans (7 May 2004), and especially with Philippe Saucier, Georges Galais-Hamonno, Jean Paul Pollin, Anton Mendonça, Jérôme De Boyer des Roches, Edwin de Heron, Nicolas Moumni, Pierre Garello, Olivier Jeanne, Michel Aglietta, Gilbert Bougi and Isabelle Raband. Remaining errors are ours.

'Heraclitus somewhere says that all things are in process and nothing stays still, and likening existing things to the stream of a river he says that you would not step twice into the same river.'
Plato, Cratylus 402a

I. Introduction

During the 20th century and particularly its second half monetary regimes became gradually standardized and unified around two basic features – national monetary monopoly and discretionary monetary policy. Monetary policy became an active instrument for steering the internal economic goals of national countries. However, at the end of 20th and beginning of 21st century the pendulum reversed its swing and we have been witnessing a greater institutional diversity, as well as a kind of a return to some forms of monetary regimes typical of 18th and 19th century.[1] Currency boards (CB), monetary unions, dollarization, as well as the formation of global monetary areas are evidence in support of this. Often started as a purely short-term stabilization measure or for specific political reasons, these forms gradually evolve into long-term institutional conditions for development and stability.

Whenever CBs are discussed, they are almost inevitably compared to the gold standard (GS) as a very similar type of rule.[2] The similarities are usually limited to assertions such as:

(i) the two monetary regimes are characterized by a higher level of credibility and confidence; they are a type of 'monetary constitutions';

(ii) the two regimes are good tools for integrating national economies into the world economy;

(iii) there is an automated mechanism which links money demand and money supply to the balance of payments and leads to quick elimination of imbalances. In broad terms, automatism means that one way or another there are cause-and-effect chains and two-way interaction whereby without the discretion of a central monetary authority (or with it, while, however, observing 'the rules of the game'[3]) the balance is adjusted after a shock;

(iv) both types of monetary regimes bring external limitation to the fore much to the detriment of domestic economic policy;

[1] See the evolution of monetary regimes described by Bordo (2002, 2003).

[2] For example at the end of their editor's introduction Eichengreen and Flandreau (1997), without going into details, mentioned the analogy of the gold standard with the currency boards. The same is done more recently by Kydland and Wynne (2002).

[3] Heilperin (1939) defines the adjustment mechanism with 'the rules of the game'as induced re-equilibrium opposing it to automatic re-equilibrium (without requiring to 'the rules of the game').

(v) both types of regimes are relatively rigid (discretion is minimized) and restrictive (due to the restrictions faced by money supply and public finances). It is often argued that this not only makes them strongly susceptible to crisis, but also turns them into an obstacle for economic growth;

(vi) often, the two regimes are considered as stabilizing measures after a period of financial crisis and hyperinflation (for instance: the stabilization carried out by Poincaré in 1926 – 1928, the introduction of the Tchervonets in Bolshevik Russia in 1924, the CB in Argentina in 1991, CB in Bulgaria in 1996/1997, *etc.*).

This article is not so much interested in comparing the efficiency of monetary regimes from the broad perspective of their appropriateness for the economic growth and development.[4] Without denying the link with growth and economic development, we rather focus on two other often-stressed features of these regimes, namely, the generation of confidence and credibility and the functioning of so-called automatic mechanism. The comparative analysis along these two lines provides elements for reflection as to what extent GSs and CBs restore and maintain the stability after a crisis, or provoke a crisis themselves.

From the standpoint of stability the dilemma of the two types of regimes is similar and could be brought to the following: how to combine external convertibility (the fixed exchange rate of the national currency, or balance of payments stability) with internal convertibility (the fixed exchange rate of banknotes versus deposits, or banking system stability (in the case of fractional banking system)?[5] The dilemma of the two convertibilities could be resolved in two ways (they complement each other):

(i) by means of credibility and confidence in the monetary regime (often associated in the economic literature with 'confidence and credibility effect') and

(ii) by means of the operation of a certain mechanism or process which could quickly restore the economy after a shock (often referred to in the economic literature as 'discipline effect').[6]

[4] Although according to Bernholz (2001, 2003) and Yeager (2002) the 20th century, which is the century of discretionary central banks, is clearly the period witnessing the greatest number of monetary cataclysms and hyperinflation.

[5] This wording is limited to the most popular form of the gold standard – fractional gold standard where only part of money supply is covered by gold and the gold standard is combined with a money supply monopoly (*i.e.* gold standard with a central bank). Further below the various forms of gold standard will be discussed. The proponents of the Austrian School believe that the pure gold standard 'neither requires nor allows the state to control money supply' (Garisson, 1985). See also Della Paolera and Taylor (2001).

[6] Regarding this division see Combes and Veyrune (2003). De Grauwe (1996) in his study of GS operation reduces the issue of credibility to the existence of: (i) a national problem – the existence of automatic mechanism, (ii) and an international problem – the asymmetry between countries (the problem of *n*-1 currency).

In spite of the numerous assertions for similarity between CBs and GS (see for instance Bernholz, 2003, Eichengreen and Flandreau (1997), as far as we know, only Lewis (2002) has made an attempt at a more detailed comparison. In order to make up partially for this gap in economic literature we intend to step-by-step:

(i) advance a definition of the two types of regimes taking into account the great diversity existing (part 2);

(ii) look into the mechanisms (or sources) of generating confidence and credibility in money under the two types of regimes (part 3). Here, we are interested in how the credibility under the two types of regimes is generated (*i.e.*, how and to what extent do CBs instil confidence in their efficient operation)? and

(iii) to what extent is there a process of automatic self-equilibrium and what are its specific features under the two types of regimes (part 4). In other words, in part 4 we raise the question of whether there is any automatic mechanism often associated with the discipline effect of monetary rules. We also focus on to what extent the burdens of counterbalancing are symmetrically shared by the parties involved in the monetary regime.

II. Definitions

Seen through the eyes of modern economists, both GS and CB are easy to define and are viewed as a whole as monolithic regimes, *i.e.*, without any material difference of forms. However, when we become familiar with even a small part of the historical economic literature and monetary history, it becomes evident that the above assumption does not at all meet the truth.[7]

On first reading the immediate impression of the modern reader of the history of gold standard (especially the economic literature from end 19th and the beginning of 20th century) and currency boards, is the existence of a vast evolution and diversity within each of the two types of monetary regimes. The question that arises is: are these not different types of regimes and why are they included under a common category, and where is the dividing line? To overcome this difficulty partially at least, we will outline the possibilities for typology of the two types of regimes, even at the risk of losing certain information.

In the very beginning. *Monetary regime*[8] in general will imply a system of formal rules and mechanisms for their enforcement, which determine to a cer-

[7] One more proof in support of the fact that a huge volume of information is lost with time and that in the real life 'history in general does not teach anything'.

[8] The monetary regime concept is rarely defined although it is often used (Aftalion, 1938, Officer, 1996, Bordo, 2002). Things are different in political science and international relations (see

tain extent the dynamics of money demand and supply, and in general the monetary behavior of economic agents. Monetary system is a broader concept. In addition to monetary regime, it also includes a number of informal rules and mechanisms (*e.g.* such as monetary substitution). The latter are manifested to a different degree depending on the period and country, but they always exist in some degree or another.[9] Or, if we put it in a different way, monetary practices can never be completely formalized.[10]

As already mentioned, it would be a gross mistake to consider the *gold standard* as a monolithic type. We could, in fact, speak of different kinds of gold standards related with its evolution or its implementation in different countries and regions. There is a great institutional diversity; it is sufficient to look through a small part of the voluminous literature on the gold standard published in the 20-ies and 30-ies of the last century (Mises, 1912; Laughlin, 1931; Nogaro, 1924; Aftalion 1927, 1936; Rueff 1927; Rist, 1938, *etc.*).[11]

GS could be classified in a different way;[12] however, two institutional distinctions are of particular importance:

(i) whether GS is under a private money arrangement or central bank arrangement, and

(ii) whether GS is full or fractional. If we limit our institutional analysis within the monopolistic supply of money, *i.e.* if we ignore the arrangement of private gold money, then we could use (by way of combination) the classical definitions of Meade (1951) and Niehans (1978).[13] This allows us to reduce the variety of gold standards to a single type of monetary regime.

Meade claims that GS is based on four major rules. First rule: each country fixes legally its national currency at the value of gold (convertibility principle). Here, depending on evolution, three mechanisms are observable:

Heilperin, 1939, De Cecco, 1974, Gilpin, 2001, Kebabdjian, 1999, Higgs, 1997)). An attempt at a new definition of monetary regimes, as well as a possible approach for explaining their change is made by Nenovsky and Rizopoulos (2003). Monetary regime is part of the monetary order (or monetary system) which also covers informal monetary practices. The natural monetary order is a competitive monetary order; it has to be an open complex process of continuous adaptation of money producers *vis-a-vis* the needs of money consumers. For more recent definitions on monetary regimes see Bernholz (2003).

[9] Even at the time of state socialism there existed a number of informal practices.

[10] See the description of various practices by Blanc (2000).

[11] For obvious reasons this literature overlapped in general with the theory of money as a whole.

[12] What is said about GS further below also applies to the silver standard, as well as to any commodity standard in principle.

[13] See also classification of gold standards in Heilperin (1939), Eichengreen and Flandreau (1997), McKinnon (1993), Bordo (2002) and Bernholz (1993).

(i) *gold-specie standard* whereby gold is directly in circulation (in the form of bullion) and money supply is in effect fully backed up with gold; this standard could be referred to as a pure gold standard;

(ii) gold-fractional standard (*gold-bullion standard*); in this case, gold is not directly in internal circulation, but only among countries, while money supply is partially backed up with gold;

(iii) *gold-exchange standard*, whereby national money is fixed to other national currencies which are themselves functioning under the previous two regimes.[14] While under the first two types gold appears within a country, under the gold-exchange regime it circulates only among national central banks.

Second rule. Under a pure GS there is a free minting of gold (anybody could receive a gold coin against gold brought by them to the Mint) as well as a free export and import of gold (which is the result of gold point arbitrage).[15] In the case of more recent historical periods (when the balance of payments doesn't coincide with trade balance), this rule could be extended to requirement of free capital movements between the countries.

Third rule: each country should have in place adequate institutional and organizational structure, which would make money supply movement 'more or less automatic', *i.e.* bind it to the movement of gold. The degree of such automation (with other factors coexisting) depends on whether the coverage is full or partial. With a partial coverage it is essential to observe the 'rules of the game', which includes a type of interest rate discretion that allows a free movement of gold. This is an additional link to the mechanism of adjustment necessitated by the development of the banknotes and fiduciary form of money (Knafo, 2003). As mentioned, in the presence of the 'rules of the games' within the adjustment mechanism we could speak of induced (Heilperin, 1939) instead of automatic adjustment.

The coverage, which is fixed by law, could be of several types (three according to Meade, p. 182) depending on whether the national currency is fully or partially backed up with gold, in terms of whether the two variables are taken as stock or flow. The three configurations of coverage could be represented in a simplified way, as follows: (if *G* stands for gold and *M* for money supply):

[14] According to Laughlin (1931) and Nogaro (1924) this variety emerged with the monetary regimes in India at the end of 19th century when silver rupies were backed up by British sterling pounds (which are themselves backed up by gold). Later on, such a system was implemented in Argentina and Austro-Hungary.

[15] Before free minting of gold coins came to exist (commencing with the French revolution onwards) there was a state monopoly in metal coins minting after the metal was bought out from the public (Nogaro, 1924).

(i) if $G = M$ and $\Delta G = \Delta M$ we would have 100 percentage money principles,

(ii) if $G < M$ and $\Delta G = \Delta M$ we would have fiduciary issue principle, and when

(iii) $G < M$ and $\Delta G < \Delta M$ we would have percentage-reserve principle. The last form is the most common in history.

Meade refers to the above three rules as 'rules of the need for external adjustment of the gold regime'. He goes further and adds a *fourth* (national) *rule* which requires extremely flexible national wages (and all prices in general).

Some other institutional specific features of GS should also be mentioned.

Firstly, the gold standard emerges as an *informal private practice*, a spontaneous monetary order which stems from the very nature of money as a means of exchange. At a later stage, having proved efficient, this monetary practice became formalized and was reflected in the emergence of the gold monetary regime as a type of monetary constitution (Poole, 2003). In this respect, we could draw some parallels with the later legalization of informally appeared property rights (for example, De Soto, 2001).

Secondly, it should be noted that GS (or the silver standard which is similar in this respect) is an international, global standard (or at least require cooperation between the countries).[16] Depending on the time periods, a great number of the major industrial countries and also peripheral countries functioned under such a regime. An illustration of that is the period of classical *GS* (1870 – 1914).

Thirdly, despite the fact that the GS regime became widespread, it operated on a very asymmetric basis, at all times, and especially after 1914, depending on whether adjustment was required in a core or a peripheral country (Triffin, 1968).

Fourthly, under that regime monetary policy *was not part of the domestic economic policy,* or at least was brought to certain automatism. The only obligation of the central bank was to maintain the convertibility and 'observe the rules of the game' (by supporting the automatic mechanism *via* interest rate changes, Lelart, 1977, Plessis, 1998).[17] For example in case of trade deficit, the losses of gold have to be followed by interest rate raise, which tend to reduce the portion of money not backed by gold (but by domestic securities) and/or to attract capital flows. Theoretically the rules of the game could work only for the core countries (De Cecco, 1974) but historically they were very

[16] See Frieden (1992), Eichengreen (1997) and Knafo (2003) for the dynamic explanation of the internationality of the gold standard.

[17] Or, if we use modern terminology, we could say that within the function of the central bank reaction there were no (with few exceptions) domestic economic variables (see Bordo, 2003).

often violated even at the core (Bloomfield, 1959). Bloomfield found 'that there is no clear-cut evidence that any central bank ever lowered its discount rate following gold inflows from abroad because of an explicit desire to play, or even because of awareness of, the 'rules of the game' (1959, pp. 23–24). Furthermore, empirically Bloomfield proved that 'in the case of every central bank the year-to- year changes in the international and domestic assets were more often in the opposite direction (60% of the time) than in the same direction (34% of the time)' (1959, pp. 48–50). The same was found by Nurske (1944) and Simmons (1996) for the brief interwar return to the gold standard. As a whole McKinnon (1993, p. 10) summarized 'the popular textbook view of the classical gold standard as an automatic, self-equilibrating balance-of-payments adjustment mechanism is correct if one narrowly interprets it... we understand that the classical system was *managed*'.

The second type of monetary regime we take interest in, *the Currency Boards*, is also characterized by a great institutional diversity (Schuler, 1992; Camillieri Gilson, 2002; Hanke, 2003). Obviously, that diversity is conditioned by historical reality. CBs emerge in various historical periods – in the colonial and postcolonial periods, or in post-socialism, with the emergence of the new national state or at least partial national independency. The great number of institutional forms gives rise to a number of difficulties in defining the key features of CBs, as well as make them open to numerous disputes (Hanke, 2003). Anyway, if we try to ignore the details, we could reduce the CB features to the following:

First, an exchange rate legally fixed to a stable foreign currency of definite reputation for preserving the purchasing power.[18] Monetary authorities are obliged to exchange the national currency at that exchange rate (convertibility principle). In some configurations the reserve currency circulates as legal tender along with the national currency (the case with Argentina).

Second, a legally prescribed all time coverage (full or partial) of the base money with highly liquid foreign reserves, which are a CB asset.[19] As in modern economies money stock exceeds by much the base money, because of the development of bank money (unlike 19th century for instance), this regime is more similar to the fractional form of the gold standard.

Third, the absence (or very insignificant presence) of money sterilization (substitution of the reserve currency sources)[20] and lender of last resort func-

[18] Some authors claim that the fixed exchange rate is not among the basic features of a CB. They talk of a CB in the case of a floating exchange rate (Singapore). In Hong Kong, for instance, the exchange rate is not fixed by law, but by market arbitrage (Tsang, 1999).

[19] The majority of modern CBs maintain foreign reserves in excess of the monetary base.

[20] Steve Hanke empirically found out the existence of sterilization in all modern CBs which made him claim that they break the rule of lack of sterilization, *e.g.* they are not orthodox (where

tion. Interest rates are not employed as an instrument by the central bank which is a basic feature of discretionary central banks. The crucial role for liquidity management is designed to the flexibility of the money market interest rate.[21]

Fourth, liberalization of the capital movement and price flexibility (including interest rate and salaries). This would also require the existence of a proper institutional framework (especially property rights) for the key economic players.

Five, in order to facilitate automatic adjustment (which links the balance of payments with the monetary supply) budgetary policy discipline is needed. The restoration of equilibrium of public finance could be considered as an integral part of 'the rules of the game' in the case of CBs.

The above five conditions allow the emergence of 'automatic' binding of the balance of payments dynamics with the reserve currency, and subsequently, by means of a number of interlinks, with money supply. Thus, the reliance is on a decentralized and 'a-personal' adjustment of economy.

Some other specific features of CBs. First, the review of historical periods shows that CB is a primary *domestic* monetary arrangement and has been most often applied by single countries, usually less-developed,[22] of small or medium scale. These are countries which completely fall under the 'peripheral' category. Second, CBs in general emerge in specific transitional periods, such as:

(i) during the transition from colonial system to national discretionary bank and monetary independence (colonial system) and

---

sterilization is zero). In spite of the difficulties in defining CB pure forms, Hanke (2003) attempts at defining such an archetype, the benchmark of an orthodox CB, against which variations could be measured. Thus, it becomes possible to decide to what extent the variations from this institutional benchmark account for the success or failures of CBs (taking into account, of course, the overall economic environment). It is again Hanke's belief that orthodox CBs are the ones which possess, in addition to the fixed exchange rate, a few other features, in particular: (i) they do not hold domestic assets in their balance sheet, (ii) they hold on the liability side of their balance sheet only banknotes and coins, (iii) they assume full convertibility, (iv) do not have lender-of-last resort function, (v) do not regulate commercial banks, (vi) can not finance the government, and (vii) the foreign reserve coverage is 100 – 115%. Based on this model of an orthodox CB all contemporary forms of CBs are unorthodox (Nenovsky and Hristov, 2002), and if CBs from the colonial system (which are much closer to orthodoxy) are referred to as first generation CBs, then modern CBs that possess a number of discretionary elements could be defined as a second generation CBs.

[21] See for more details Chobanov and Nenovsky (2004). In the respects of the role of interest rate for adjustment mechanism, the currency boards are even more static and nondiscretionary regime that the classical gold standard (at the core countries).

[22] The level of Hong Kong life standard was raised after the CB introduction.

(ii) after a period of financial crisis, which is itself caused by the monetary discretion of a central bank (Latin America and Eastern Europe). Third, unlike the gold standard, CBs are a totally constructed monetary regime; they do not emerge as a result of the spontaneous evolution of money. They are rather the result of the struggle and cooperation of certain groups of economic actors, usually domestic actors *versus* foreign ones (Nenovsky and Rizopoulos, 2003, 2004; Hanke, 2002, Blanc, 2003).

Building on the above definitions and notes we continue with analysis of confidence and credibility, which are often pointed out as a common feature of the gold standards and currency boards (the so called 'credibility effect' of monetary rule).

III. How Are Confidence and Credibility Generated?

It is known that the efficiency of each monetary regime and central bank is judged by the extent to which it fosters confidence in money. It is exactly this confidence that is the key advantage recognized not only by the proponents of monetary constitutions (such as GS and CB).[23]

Confidence and credibility can be approached in a different way. We are not going to make a synopsis of the economic literature (see for instance Walsh, 1998, Carré and Le Heron, 2004); we will rather attempt to simplify things by capturing some major features of confidence and credibility of the two monetary regimes derived from practice.

To begin with, we have to make a distinction between the concept of confidence and the concept of credibility. While credibility is a feature of monetary authorities (of monetary regime, monetary system, and its long-term predictability), the confidence in a monetary regime is rather the attitude of economic players towards the monetary authorities and the monetary regime. Both credibility and confidence are subjective categories, related to a promise given (Ho, 2001). In the case of money, it is a promise for relative stability of the purchasing power of a national currency. While credibility relates to someone making a promise, confidence is related to the person who takes that promise. Both GS and CB are arrangements which depend primarily and asymmetrically (while not always) on the person that has been given the promise. Thus human behavior is an immediate source of a possible crisis. The discrepancy between the formal (or declared) rules of a monetary regime and practice (compliance with rules) is the basis for a change of actors' expectations, *i.e.* of their confidence.

[23] It is not by chance that the CB in Lithuania was introduced by 'Law on the Credibility of Litas' (see Blanc and Ponsot, 2003).

The economic literature, which is almost entirely focused on the monopoly central bank, stresses credibility mainly – the way it is generated, the ways it relates to discretion and rules,[24] the best institutional form of monetary regime to maximize this credibility, *etc*. (Cowen *et al*., 2000). We are more interested in the confidence in GS and CBs because we believe that it is essential for its stability. With a view to simplify things, we concentrate on the immediate sources of generating confidence in monetary regimes by looking into the practice of these two types of monetary regimes.[25]

Convertibility

Most of the authors, who study the GS regime, point out that the major source of confidence is the *full convertibility* principle:[26] (i) the possibility to unrestrictedly mint currency, that is, to take gold to a mint and have a gold coin in return, or (ii) in the case of a gold bullion standard, the possibility to claim and convert the national currency at a legally fixed exchange rate to the gold (see for example Laughlin, 1931, vol. II, p.16). While criticizing Ricardo, who, as he believes, does not understand the meaning of convertibility,[27] Rist (1938, p. 203) says: 'In short, the [gold] convertibility of banknotes is not just a 'trick' aimed at limiting their volume; the convertibility of a banknote attaches to it legal and economic characteristics, which are denied to fiat money, and which are not conditional on the amount of this money'.[28] Examples are numerous. For instance, it is not by chance that in public and professional discussions prior to the financial stabilization of the franc in 1926 – 1928 (under Poincaré's Government) convertibility was stressed as a key element of the reform (Mouré, 1998). Another example – Laughlin (1931) points out that the lack of courage in the Indian authorities (in the beginning of the 20th century) to introduce a direct convertibility of the silver Rupees to the British gold currency (irrespective of the rupee coverage) undermines confidence and raises doubts of manipulation.

Within the convertibility principle we can establish two *anchors of confidence*:

[24] The discussion 'rules – discretion' is relevant only within the framework of a monopolistic central bank; with the existence of private money this discussion becomes pointless.

[25] Carlson and Valev (2001, 2004) study the credibility of the CBA in Bulgaria using survey data. They insist on the differences in confidence due to individual socio-political characteristics, but they do not identify sources of confidence. See also the study on CB credibility in Bulgaria down by Ganev (2004).

[26] See for example Heilperin (1939).

[27] Ricardo strives to stabilize money only by means of reducing its volume, regardless of whether it is backed up or not.

[28] Laughlin (1931, vol. II, p.16) pointed out that: 'In other words, immediate redemption determines the quantity needed in circulation'.

(i) the existence of a previously fixed exchange rate (to gold) and

(ii) the coverage of money (we should have in mind that money stock used to be much closer to the currency in circulation than it is today, although even in those times currency substitutions rapidly emerged, see Triffin, 1968). This way free convertibility is a universal principle of confidence in money as it allows everyone, at any time, to realize the purchasing power of money. This is, in turn, related to the free transfer of property rights and a greater stability of private contracts.

The main source of confidence in a CB is close to that of GS – this is the principle of *convertibility* (with the two anchors mentioned – fixed rate and money coverage). It is the possibility to exchange a national currency at a legally fixed exchange rate into a 'strong' foreign currency, coupled with a commitment to back up totally a portion of money supply, *e.g.* monetary base (placing a natural limitation on the issuance of currency). It was not by chance that in Argentina the CB was known under the name of 'convertibility system'.

Another source of confidence under modern CBs could be considered the CB supporting legislation and banking supervision (capital and liquidity requirements for banks, internal audit and organizational structure, *etc.*) which gives rise to much more stringent rules for the banking and financial activities and strengthens the confidence in the banking system.[29]

Endogenous Versus Exogenous Confidence

The confidence in the gold standard is a *naturally* generated confidence, which comes from the past of this monetary regime, from the long evolution of money as a means of exchange (Menger, 1892; Mises, 1912).[30] It is a confidence, which stems from the decentralized activity of many generations of economic agents; it comes from 'beneath' and is not externally enforced. It is a confidence arising from gold price stability in past periods (remember Mises' regression theorem, according to which the value of money may be

[29] One another possible type of reasoning could be the following: if we look into the monetary rule (as both CB and GS are), we could in a way speak of a 'chain of confidence', or of a whole string of interlinks in its generation. It could be stratified into several steps. First step – the sources of confidence of the public and individuals (as already mentioned). On second step we could ask about the grounds on which the confidence in the central bank (or its management) stands. Several sources could be pinpointed – confidence in the very functioning of CBs as an efficient mechanism, confidence in the IMF (in the case of Bulgaria confidence in EU – that sooner or later we will join the Euro area and that we will not be left behind in a time of crisis) *etc.* Among the sources, as far as the central bank management is concerned, is the hope that the terms of office of its members will expire before an eventual crisis, or that they will be reappointed before the crisis, *etc.*

[30] That is, the issue of the initial stage of confidence does not stand here (it is always positive), as we will see is a major shortcoming of CBs.

logically derived from the value of commodity in the past periods). Sometimes, this stability is explained with the assertion that the annual flows of new gold are exclusively small compared to the stock of gold already amassed.[31]

The confidence in the national currency under a CB arrangement derives from the confidence in the *power of the foreign fiat currency*, the issuing bank and the area, in which it circulates. (The value of the Bulgarian lev becomes a function of the value of the Deutsche mark (Euro)).[32] That is, we could speak here of an imported confidence or of a delegated confidence from the standpoint of the country operating a CB. Within the context of imported confidence is the belief of economic agents (especially those in power) that International financial institutions (the IMF in particular), as well as European Union, will be much more exacting from the monetary regimes, as well as possibly more benevolent in the event of crisis.

The first generation CBs were introduced after a period of a colonial CB, *i.e.*, they inherit its reputation (that was the case with the British colonies, Uche, 1997). In this case *confidence is derived from other countries' previous monetary practice* and essentially from the image of a foreign monetary institution.[33] Second generation CBs (that is, modern CBs) emerge as a strategy for stabilization after a crisis and disintegration of the old monetary system (a result of active and careless monetary policy).[34] Such are the cases with CBs in Latin America and Eastern Europe. In the case of Lithuania and Estonia, CBs pegged initially to the dollar and the Deutsche mark are seen as a means of departure from the communist past (the USSR and rouble zone) and joining the West. In this case, *the initial level of confidence in the monetary regime is almost nil*. Later on, economic agents convince themselves that the crisis is over and will not occur in the short run, *i.e.* confidence is generated not so much by past stability (past driven as in the case of orthodox CBs), but rather

[31] Under the bi-metallic standard it was relied on even greater stability of the price level as a result of the automatic rechannelling of money supply to the less costly material (as per Gresham's law). In this case the common trajectory of prices is determined by the cheaper material, so that the overall curve fluctuates within a smaller scope. (Laughlin, 1931). It is interesting to note that a similar idea was advanced by Oppers in his proposal of a dual CB (Oppers, 2000). See also Flandreau (1995).

[32] Under a CB arrangement exists the practice of currency substitution (formal or informal) whereby not only the reserve currency but also other strong currencies circulate along with the national currency, i.e., there is one additional corrective source (see Desquilbet and Nenovsky, 2003). The unofficial economy, which is in principle serviced by strong currencies, is also of definite significance.

[33] One of the main reasons to move to CB, apart obtaining more monetary sovereignty, was the possibility to get segniorage.

[34] The return to GS was also viewed as a strategy for overcoming a crisis, especially in the period between the two world wars.

by *expectations for future stability* (*future driven*). In some cases (Bulgaria, Estonia and Lithuania) the strategy to join Eurozone (which is optimistic exit strategy from CB), and all process of EU negotiations, could be considered as powerful sources of confidence at the monetary regime. Empirical proving of this hypothesis in the case of the Bulgarian CB is down by Carlson and Valev (2004).

The resultant long-term stability has allowed temporary departures from GS (mainly in the time of war and/or in funding the costs of war) which were considered by economic actors as temporary deviations that could be easily recovered in the future (Bordo and Kydland, 1996).[35] This is known as a contingent rule (rule with escape clause) or in McKinnon's terminology – a restoration rule. Unlike GS, it could be definitely argued that CBs do not allow any *temporary* departure from the monetary rule, or a subsequent return to it following McKinnon's restoration rule. This is so, because the accumulated confidence is very feeble and easily shaken (the Argentine crisis in 2001). That is, unlike GS, any disintegration of the CB rule is final and irreversible. This characteristic of CBs can be considered the other way round: the confidence in the arrangement depends on the announced or expected way out. In Bulgaria, for instance, there is a clear objective of joining the Eurozone and the CB is seen as a preliminary stage. In Argentina, no agreement could be reached regarding official dollarization as a possible future of the monetary regime.

International Cooperation Versus Unilateral Decision

In the third place, confidence in the gold regime stems also from the fact that it is *an international (global) arrangement*, that is, more or less simultaneously employed by the most developed countries. It was believed that belonging to the 'gold standard club' is a symbol of prosperity and civilized life style and the way to be integrated into the world economy. For instance, similar were some of the reasons for introducing GS in Russia by Comte Sergey Witte in 1897 (Timoshina, 1998)). For instance Carl Menger (1936, vol. 4, pp. 154, 155) stressed: 'It is no coincidence that the civilized nations are striving universally and urgently to introduce a gold currency. Gold is the money of advanced nations in the modern age....Gold is the money of the world in our age; silver is the money of second-class countries only'. It was not by chance that a restoration of the gold standard was attempted on so many occasions (for instance between the two world wars) when that was believed to be a symbol of a return to financial stability and prosperity, as well as to an easy access to capital markets for the less developed countries (Bordo *et al*., 1999).

[35] Although a logical question would be: how could it be expected to have the parity and convertibility restored at the prospect of a lost war, a substantial change in the price level?

Analyzing the credibility under the GS, we should stress the lack of credibility in the peripheral countries, which was never overcome (*e.g.* Greece, Latin America). The raisons of this periphery's credibility deficit could be found in the lack of financial maturity (Bordo and Flandreau, 2001) or instable political institutions and powerful group interests opposed to GS (Broz, 2002).

Modern CBs are very rarely independently introduced (Estonia and Hong Kong are exceptions). Normally, that happens *under the pressure* of the IMF, foreign countries, or some foreign influential private groups (which interests were primarily driven by foreign debt servicing) (see for details Nenovsky and Rizopoulos, 2003; Hanke, 2002, Blanc, 2003).

To summarize, there is a definite similarity between the two regimes which is expressed in the fact that domestic currency is convertible into external anchor (gold or foreign fiat money) that is outside the national banking system. In spite of this and some other similarities, the confidence in the gold standard is a confidence generated by monetary evolution, *e.g.* from the past, or it is endogenously driven. Confidence in a CB environment comes primarily from the outside, or is exogenously driven, 'forcibly created' and is focussed on a foreign monetary institution. With GS we observe a confidence from its own positive experience, while with CBs the confidence is derived from the experience of a foreign monetary practice (a result in a sense from its negative experience in discretionary managing monetary affairs). While convertibility with a pure GS is a subject outside any banking system, convertibility of domestic currency under a CB is into a foreign currency, which is itself domestically managed by another discretionary central bank.

We could also generalize that any change in the *sources of confidence* is a potential source of a crisis of that confidence. In other words, the stability of the monetary regime is changed; hence, the likelihood for a crisis to emerge either increases or decreases.

The higher confidence and credibility of monetary institutions (such as GS and CBs), their ability to restore and maintain confidence, are seldom disputed. Normally, the focus of discussions, both historically and today (of course under different forms) is the existence and the forms of the automatic (or semiautomatic) adjustment mechanism under the two types of regimes. It is because in a sense, the existence of this mechanism is itself a source of confidence. Putting in others words, this attests the ability of the monetary regime to overcome shocks).

IV. How Does Adjustment Take Place?

It is normally believed that the automatic adjustment is the second key factor which determines the stability of a monetary regime (here some authors speak on discipline effect). Under GS and CBs the reliance is basically placed on this automatic mechanism (AM),[36] on the a-personal management of money, on a kind of an invisible hand,[37] which overcomes economic shocks by means of adapting money supply to demand for money and balance of payments.

Automatism

A closer look at the economic literature, which to a different degree touches on the subject of money under a GS arrangement, reveals a clear trend of increasing doubt in AM efficiency, and even in its existence altogether.[38] This is especially pronounced during the period between the two world wars. The criticism against AM takes various forms (we will discuss them further below). Theoretical and empirical disputes about AM become central for understanding GS as its efficient operation is an alternative of the active discretionary central bank and no covered money. This is in contrast with the disputes on CBs where AM existence is only declared and hardly ever studied. Conceptually, however, the problem is the same. Suppose that AM does not exist. Then the question is: in the absence of active monetary discretion, how come that shocks are overcome?

AM definitions are not only numerous, but also of a different level of concreteness. The first theoretical step in defining AM is to be seen as a 'black box', on two sides of which are the balance of payments and money supply. In this case we are not interested in what takes place inside the box. If we again refer to Meade (p. 189), AM is a rule, according to which 'when a country has a deficit, one thing or another will happen in order for money supply to decrease, and that means that the demand for goods and services will drop, the interest rate will go up (because cash will become scarce) until people decrease their demand on cash while money supply falls, too'. And this is how Whale (1937) considers AM under GS: 'the balance of payments imbalance, temporary at least, leads to an international gold movement: the movement of gold gives rise to changes in the volume of currency circulation in the affected country, shrinking here, expanding there: the changes in currency circulation lead to changes in incomes and prices, which balance the balance of trade'.

[36] The term 'AM' is borrowed from early physics and is deliberately aimed at eliminating a subjective interference in monetary affairs out and beyond the scope of the state.

[37] We do not know much about the invisible hand, nor do we know about AM.

[38] See Bloomfield (1959) and Keynes (cited by Eichengreen, 1997, p. 121).

The next analytical step is to look into details at the structure of AM, which is a system of links among certain variables along the 'balance of payments – money supply' axis (see Ford, 1960; Meade, 1951; and the articles collected by Eichengreen and Flandreau, 1997). Building on the early analyses of Hume and Mills, AM involves movements in income and prices (general level or relative prices[39]), interest rates, the movement of capitals, loans, *etc.*[40]

AM under the different types of GS, as well as with the various GS configurations according to the countries participating in the international system operates to a different degree of purity and in a different way (Meade, 1951; Nurkse, 1944). For instance, AM under a full gold standard arrangement operates in its purest form (this is so, because of the direct interlink between the balance of payments and monetary stock which coincided with a gold stock[41]). Over time (since the 19th century), and with the shift to a fractional GS, as well as with the establishment of central bank monopoly, AM

(i) becomes much more complex and

(ii) requires 'following the rules of the game' (Triffin, 1968; Plessis, 1998, pp. 111–140). Triffin (1968) believes that 'the automatic counterbalancing forces are augmented and accelerated by the central bank by means of the so called 'rules of the game'. It is their belief that the policy of discount interest rate and open market operations should raise interest rates and reduce lending in the countries with a deficit, whereas in the countries with a surplus it should reduce interest rates and increase lending'. Interest rate increase should also lead to capital inflow, *i.e.* to making up for trade deficit. Thus, under the gold-fractional standard, in addition to changes through the movement of gold we also have changes through interest rates (*e.g.*, elements of discretion). Practice has it that 'the rules of the games' have not always been observed, even before 1914 in the area of classical GS (Bloomfield, 1959).[42] For example, in the case of gold inflows, central banks did not lower interest

[39] The results are totally different when we consider adjustment *via* general price level, or *via* the structure of prices (there could be cases when the changes in the structure of prices do not cause change in the price level). This especially was stressed by Hayek (see Heilperin, 1939).

[40] The possible empirical ways of testing AM are generally two: (i) testing the link between the two final points of the AM (balance of payments and money supply), or (ii) testing every causal chain within the AM. The good and detailed description of AM is given by Hawtrey (1932) and Meade (1951). Hawtrey especially stresses the role the central bank and the 'rules of the game' for the AM. The crucial role of interest rate (respectively 'rules of the games') as an integral part of the AM is underlined by the Cunliffe Report (1918). Macmillan Report (1931) also explicitly claimed that in order to protect the AM some central action is needed.

[41] This particularity of the pure GS is stressed by Hawtrey (1932, pp. 174–179). See Flandreau (1995) for more details about GS functioning before 1870.

[42] The no respect of the AM functioning was empirically found for the interwar period by Nurkse (1944) and Simmons (1996). It was also analyzed by the two reports: Cunliffe Report (1918) and Macmillan Report (1931).

rates, whereas they did raise interest rates in the case of gold outflows. Michaely (1971) stressed that 'the loss of reserves is viewed with concern, but the accumulation ...is viewed with satisfaction or indifference'.

Nevertheless, the system remains credible. Bordo and MacDonald (2003) argue that it is possible to preserve credibility without AM (the authors make a parallel with the theory of target zones in fixed exchange rates).[43]

Similar is the definition of AM under a currency board. Perhaps the most comprehensive presentation of AM is made by Hanke and Schuler (1994), Hanke *et al.* (1993). A necessary condition for AM existence (similarly with GS) is supposed to be a long-term stability of the money preferences of economic actors (households, banks, etc.).[44]

As an example of adjustment under CB, suppose the current account deficit as a result of a negative shock (either from domestic or external demand, or the trading environment...). This leads to reducing the banking system reserves, which in turn shrinks the extension of new loans, the majority of interest rates (on the interbank market, on loans and deposits) go up, ... and total income (consumption, investments) declines. Money demand also declines. Domestic prices decrease (or increase at a slower pace) which limits import demand. National currency becomes undervalued (the real exchange rate is depreciated) which improves the competitiveness of national goods, and ultimately leads to bridging the current account gap. Other channel, this of capital movement, exists in parallel: the higher interest rates attract capital which adds to compensating the current account deficit. In this case there is no need to restore current account deficit, but rather to compensate it by capital account surplus. Using sterilization coefficients (the ration of y-o-y change in NDA to the y-o-y change in NFA), Hanke (2002) found that most of the currency boards didn't follow the rule of nonsterilization (the coefficients of sterilization aren't zero). The weak presence (or even absence) of the AM Bulgaria, Estonia and Lithuania is econometrically found by Nenovsky and al. (2001).

Irrespective of the diversity of institutional forms within the framework of the two types of monetary regimes, some of their specific features could be pointed out.

[43] Keynes, too, stresses the importance of gold points for automaticism and confidence (Keynes, 1930).

[44] For the importance of monetary behavior under GS see Capie and Wood (1996); McCloskey and Zecher (1976).

Asymmetry

In general, the further in time we get from the pure gold standard, the smaller the likelihood to come across an AM. The period of classical gold standard (1870 – 1914) is perhaps the last period, where these elements of such a mechanism could be found. In effect, in order for AM to be quick and efficient, the monetary regime principles need to be one and the same worldwide or within the framework of a large group of countries (which account for the greater part of world trade), *e.g.* to have an internationally operating monetary regime (formal and informal cooperation among countries need to exist).[45]

CBs do not meet this requirement for universality and internationality. It is difficult to imagine automatism in an individual country when the country of the reserve currency conducts active monetary policy. In that case, the system of interconnected reverse movement (symmetric arbitrage) of money supply, prices, *etc*. cannot be observed. Following this logic, with CBs we have an extreme asymmetric form of adjustment. Regardless of where the shock comes from, counterbalancing is only within the country operating the CB (since due to its size, the country to which we are pegged is not only insensitive to changes in the CB country, but does not take any commitment for synchrony either). A number of empirical studies of CBs evidence that there are strong reasons to doubt the functioning of AM, as it is not always the case of a long-term symmetric link between the balance of payments and monetary aggregates (Nenovsky and Hristov, 2002). This is partly due to the asymmetry, and partly to the existence of discretionary elements in almost all modern CBs (Nenovsky *et al*., 2001).

Still, we are talking about extreme asymmetry under CBs. However, we should remember that asymmetry as such has always existed in the GS between dominant countries (the core) and dominated countries (the periphery). It has been pointed out on quite a few occasions in the economic literature on GS, even for the period 1870 – 1914 (Nurkse, 1944, Ford, 1960, Triffin, 1968, Mouré, 1998). The countries then were under a hierarchy with Great Britain leading not only with respect to its colonies and undeveloped countries, but also to the other two major GS countries – the USA and France. Due to the special financial position of London, Great Britain was able to transfer the burdens of AM to the remaining peripheral and nonperipheral countries (by means of interest rate changes which were noncompliant with the rules of the game).

[45] Let us remember the hardships of a single country in a GS context, trying to maintain full gold coverage while the rest are not doing it. The crucial role of central bank cooperation is stressed by Heilperin (1939).

Here, of special interest to us is Ford's analysis (1960) which shows that there is a fundamental difference between the adjustment of one central and one peripheral country (Great Britain and Argentina, respectively).[46] What count also is the fact that the central country is a creditor, while the peripheral is a debtor (and usually a producer of raw materials). In this configuration 'the creditor-country can always, and easier too, relieve its balance of payments by reducing its lending abroad; the debtor-country (the borrowing country) will face serious difficulties and even will not be able to borrow further...'. A peripheral country with an active balance could possibly incur debt, and not gold. On the whole, the interest sensitivity of capital is weak. Ford, again, (1960) believes that crucial for AM is the countries' political structure, the existing lobbies which block them, *etc.*[47] With a peripheral country, even small changes in the balance of payments could bring about (internal) assault against the banking system (internal outflow of gold). The adjustment in a peripheral country is effected to a larger degree by changes in income and prices rather than through capital movement, lending and gold inflow.

The differences in GS AM manifestations at different countries are the focus of a number of recent studies. Bordo and Flandreau (2001) stress the difficulties of borrowing for peripheral countries (borrowing in central countries' money, gold clause), while Catao and Solomou (2003) point out that the peripheral countries are balanced by means of the real effective exchange rate (as a result of changes in the nominal exchange rate), thus preserving GS in central countries.

What was mentioned about the asymmetry in a GS environment is even more pronounced under modern CB arrangements. However, the question raised here is, assuming that there is a natural and genetic asymmetry between monetary arrangements around the world, could the alternative regimes of CBs (thinking of discretionary central banks and floating exchange rates) do better as regards the difficulties of adjustment?

Financial Environment

When comparing CBs with the GS classical period 1870 – 1914 (and even to a greater extent in the period between the two world wars), it could be noticed at first glance that CBs lack completely (or almost completely) the

[46] Or, in other words, AM for some countries is more automatic compared to others, and is automatic in a different way. The role of special interest involved into the adjustment mechanism is stressed by De Cecco (1974), Frieden (1992) and Eichengreen (1997). De Cecco's book is maybe the first book deeply exploited the idea that every monetary order is a result of fight and cooperation between different groups of interest (international and national).

[47] Officer (1996, p. 255) believes that the efficiency of a monetary regime is measured by the extent to which it creates conditions for players' behavior in favor of preserving AM.

possibility of employing interest rates in open market operations by monetary authorities. Whereas with GS they were relatively regularly used (depending on the period and the country, see 'the rules of the game'), with most CBs this is not possible, due to the fact that the CB balance sheet does not include national securities. In this respect, comparing to the GS, CB could be considered as even more static regime. Of course, under some CBs this rule was not complied with (e.g. Argentina in the late 1990s), while with others the monetary authorities actively intervened in times of crises (e.g. Hong Kong 1997 – 1998).[48]

Further on, when AM is analysed under two regimes, we should bear in mind the important to stress the economic and financial development since the period of GS, the propagation of different financial and monetary innovations, the growth of banking intermediation and the globalization of financial flows. This is clearly evidenced when we observe the two extreme 'poles' of AM – money stock and balance of payments.[49] The share of deposits and other monetary substitutes gradually increased within the money supply, while the importance of banknotes and coins is decreasing nowadays. This places greater importance on the banking system (on money multiplier) in the AM transmission under CB. An issue that is immediately raised here is the need to include the familiar set of problems associated with the asymmetry of information in the banking sector (credit rationing) as a major part of AM (which has not been done so far). As to the balance of payments, its structure is also evolving, the relative importance of capital movements is increasing at the expense of trade. This once again and more pressingly brings forward the issue of AM asymmetry whereby peripheral countries' capital outflows do not return to the original source (symmetry is destroyed). Besides, the flight of capital today, compared to the time of GS, is considerably higher. Thus, while becoming more complex, AM becomes more vulnerable, too.

[48] However, according to Steve Hanke, in almost all CBs there are processes of monetary sterilization, which the author considers a glaring discrepancy with the CB principles (Hanke, 2002). Besides, most modern CBs maintain foreign reserves in excess of their monetary base, which leads to deviations in the operation of the automatic mechanism. It is possible to establish here conflicting elements between automaticism and credibility. Because the over coverage implies higher credibility, however obstructs the automatic mechanism.

[49] In the time of GS the balance of payments almost coincided with trade balance, and monetary stock with gold stock (Heilperin, 1939, p. 23).

Box: Price level determination under the GS and CB

If we extend Kydland and Wynne (2002) presentation of the GS, we could present the GS and CB price level determination, as follow. First assume that the supply of money M^S is given by: $M^S = \frac{1}{\lambda} eF$, where $0 < \lambda \leqq 1$ is the degree of coverage of the inside money by outside money, e is the nominal price at which the monetary authority stands willing to buy and sell the outside money, F is the stock of outside money which evolves according to the difference between exportations X and importations IMP: $\Delta F = X - IMP$. The demand for money is given by:

$M^D = f(\pi^e, z)\, Py$, where π^e is expected inflation, z is a vector of other variables determined demand for money, P is general price level and y is real income.

If we suppose money market equilibrium ($M^D = M^S$) we may obtain the price level under GS as:

$$P = \frac{eF}{\lambda f(\pi^e, z) y} = \frac{e \sum (X - IMP)}{\lambda f(\pi^e, z) y} \tag{1}$$

Under the CB (especially second generation) there are some important structural changes:

(i) the coverage exists only for the base money, not the all monetary stock,

(ii) with the development of the bank money, nowadays the monetary stock is far bigger that the money in circulation (this stresses the role of the banking system and the role of money multiplayer),

(iii) nowadays the capital account presents an important part of the balance of payments, when in the previous time the balance of payments was closer to the trade account. Let $M^S = \mu H$, where H is the monetary base, and μ is the money multiplayer, assume that only H is covered by F. Taking into account the role of capital flows in the determination of the stock of outside money, let $\Delta F = X - IMP + \Delta K$, where ΔK represents net capital flows. We obtain the price level under CB:

$$P = \frac{\mu e \sum (X - IMP + \Delta K)}{\lambda f(\pi^e, z) y} \tag{2}$$

Comparing (1) and (2) it is obvious that the price level determination is much more instable under CB because of the two behavioral variables such as money multiplayer μ and net capital flows ΔK.

V. Conclusion – Some Lessons from the Gold Standard for CB

What has been said so far helps us to arrive at several conclusions, or rather to formulate hypotheses which would be a subject for further investigation.

First, there is a great diversity within the framework of GS and CB which makes their comparison difficult. In order to define these two types of monetary regimes, a number of simplifications (often subjective) need to be made. The evolution of balance of payments and money stock should be taken into account. The monetary assets are much more diversified and the capital movements much more important.

Second, we should make a clear-cut distinction between confidence and credibility, on the one hand (confidence effect), and automatic mechanism, on the other (discipline effect). The effect of confidence is the major advantage of the two regimes. The automatic mechanism is in itself disputable: theoretically not completely consistent and empirically unproved. It could be asserted with certain conditionality that AM is more appropriate of the full-fledged GS, however, with time it becomes more and more asymmetric (from the point of view of the periphery) and problematic as a whole.

Third, the permanent and direct convertibility of a national currency into an object of stable purchasing power (which is outside the national banking system) is the main source of confidence and credibility. The fixed exchange rate and the all-time coverage of money supply (or some narrow monetary aggregate) are basic for the confidence in money. Both regimes are efficient means of financial stabilization after a period of war or crisis. While the confidence in money under GS comes from the thousands of years of practice of the population, the confidence under CBs is rather brought from the outside: it is a confidence in a foreign monetary institution (of economically developed country). In the case of CB in accession countries (Bulgaria, Estonia and Lithuania) the confidence is generated mainly from future EU perspectives and adoption of the euro (entering into the large monetary area).

Fourth, as a whole, CBs are enforced (or deliberately created, generally by outside forces), while GS has emerged spontaneously (although at a later stage the state is constantly interfering in its operation).

Fifth, in spite of the assertions that are often made, both regimes contain elements of discretion. Both regimes are asymmetric (a center and a periphery could be discerned). This asymmetry is much more pronounced under CBs. We could even go further and say that CB is a 'hypertrophied' asymmetric arrangement. A typical element of asymmetry is the fact that adjustment is primarily achieved at the expense of the pegged countries, and not of the

central ones. This does not mean that we 'judge' this asymmetry as unacceptable; we simply state it as a fact.[50]

Sixth, we could assume that on the whole confidence and credibility make up for the difficulties of functioning of AM. The resistance to crisis under the two types of regimes depends on the overall behavior of economic players and the government above all. When the latter follows a prudent financial policy and the country is not involved in a war, these regimes are greatly efficient.

Nevertheless, for the moment we cannot but support the assertion about nonexistence of ideal monetary regimes, nonexistence of pure monetary forms.

[50] It is partly because every monetary regime should be compared with the alternative monetary regimes, and partly with the fact that its efficacy could be checked only contrafactually).

Bibliography

Aftalion, A. (1938) L'or et la monnaie. Leur valeur. Les mouvements de l'or., Les éditions Domat-Montchrestien, Paris.

Bernholz, P. (2003) Monetary Regimes and Inflation. History, Economic and Political Relationships, Edward Elgar, Cheltenham.

Bernholz, P. (2001) 'Monetary Constitution, Political-Economic Regime and Long-Term Inflation', Constitutional Political Economy, vol. 12, pp. 3–12.

Blanc, J., J-F. Ponsot (2003) Crédibilité et Currency board: le cas lithuanien, mimeo.

Blanc, J. (2003) Les conditions d'établissement d'un Currency board: l'exemple lithuanien, 1990–1994, mimeo.

Blanc, J. (2000) Les monnaies parallèles. Unité et diversité du fait monétaire, L'Harmattan, Paris.

Bordo, M. (2003) The Inter-war Gold Exchange Standard: Credibility and Monetary Independence. Journal of International Money and Finance 22, 1–32.

Bordo, M. (2002) Monetary Standards, http://econweb.rutgers.edu/bordo/encyclopedia.doc

Bordo M. (2002) Exchange Rate Regime Choice in Historical Perspective, IMF WP/03/160.

Bordo M., M. Edelstein, H. Rockoff (1999) Was Adherence to the Gold Standard a 'Good Housekeeping Seal of Approval' During the Interwar Period?, NBER WP 7186.

Bordo, M., F. Kydland (1996) The Gold Standard as a Commitment Mechanism, in Bayoumi, T., B. Eichengreen, M. Taylor, Eds.: Modern Perspectives on the Gold Standard, Cambridge University Press.

Bordo, M., M. Flandreau (2001) Core, Periphery, Exchange Rate Regimes, and Globalization, in Michael D. Bordo, Alan M. Taylor and Jeffrey G. Williamson, Editors, Globalization in Historical Perspective, NBER Conference held May 4–5, 2001, Forthcoming from the University of Chicago Press.

Broz, J. (2002) The Political Economy of Commitment to the Gold Standard, Paper for Annual Meeting of the American Political Sciences Association, August 29 – September 1, 2002.

Camillieri Gilson, M-T. (2002) Policy Pre-commitment and Institutional Design: a Synthetic Indicator Applied to Currency Boards, OECD Working Paper No. 16.

Capie, F., G. Wood (1996) Money Demand and Supply under the Gold Standard: the United Kingdom, 1870–1914, in Bayoumi, T., B. Eichengreen, M. Taylor, Eds.: Modern Perspectives on the Gold Standard, Cambridge University Press, p. 261–283.

Carlson, J., N. Valev (2001) 'Credibility of a New Monetary Regime: the Currency Board in Bulgaria', Journal of Monetary Economics, vol. 47, pp. 581–594.

Carlson, J., N. Valev (2004) 'Beliefs about Exchange-Rate Stability in a Transition Economy: Evidence from the Currency Board in Bulgaria', mimeo.

Carré, E., E. le Heron (2004) Credibility Versus Confidence in Monetary Policy, Revista de Economia Política (Brazilian Journal of Political Economy), (forthcoming)

Catao L., S. Solomou (2003) Exchange Rates in the Periphery and International Adjustment Under the Gold Standard, IMF Working Paper/03/41.

Combes, J., R. Veyrune (2003) Direct and Side Effects of Nominal Fixity, CERDI, University of Auvergne, mimeo.

Cowen, T., A. Glazer, K. Zajc (2000) Credibility May Require Discretion, Not Rules, Journal of Public Economics, vol. 76, pp. 295–306.

Cunliffe Committee on Currency and Foreign Exchanges after the War, in: **Eichengreen, B., M. Flandreau Eds.** (1997) The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

De Cecco, M. (1974) Money and Empire, Basil Blackwell.

Della Paolera, G., A. Taylor (2002) Internal Versus External Convertibility and Emerging-marker Crises: Lesson from Argentine History, Explorations in Economic History, vol. 39, pp. 357–389.

De Grauwe, P. (1996) International Money, Oxford University Press.

De Soto, H. (2001) The Mystery of Capital. Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else, Black Swan Editions.

Desquilbet, J-B., N. Nenovsky (2003) Exploring the Currency Board Mechanics. A basic formal model, Bulgarian National Bank Discussion Papers, No 35.

Eichengreen, B., M. Flandreau (1997) Editors' Introduction, in: Eichengreen, B., M. Flandreau Eds., (1997), The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

Eichengreen, B. (1997) L'expansion du capital. Une histoire du systéme monétaire international, L' Harmattan.

Fisher, I. (1920) Stabilizing the Dollar. A Plan to Stabilize the General Price Level without Fixing Individual Prices, The MacMillan Company, New York.

Flandreau, M. (1995) L'or du monde. La France et la stabilité du system monétaire international 1848–1873, Editions L'Harmattan, Paris.

Ford, A. (1960) Notes on the Working of the Gold Standard before 1914, in Eichengreen, B., M. Flandreau Eds., (1997), The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

Frieden, J. (1992) The Dynamics of International Monetary Systems: International and Domestic Factors on the Rise, Reign, and Demise of the Classical Gold Standard, in Eichengreen, B., M. Flandreau Eds., (1997), The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

Ganev, G. (2003) Credibility Level of the Bulgarian Exchange Rate Regime, 1991–2003: First Attempt at Calibration, Bulgarian National Bank Discussion Papers, No. 38.

Garisson, R. (1985) The 'Costs' of a Gold Standard, in: Llewellyn H. Rokwell, Jr, Ed., The Gold Standard: An Austrian Perspective, Lexington, MA, pp. 61–79.

Gilpin, R. (2001) Global Political Economy. Understanding the International Economic Order, Princeton and Oxford, Princeton University Press.

Hanke, S. (2002) On Dollarization and Currency Boards: Error and Deception, Policy Reform, 2002, Vol. 5(4), pp. 203–222.

Hanke, S. (2003) The Argentine Straw Man: A Response to Currency Boards Critics, Cato Journal, vol. 23, No. 1.

Hanke, S., K. Schuler (1994) Currency Boards for Developing Countries: A Handbook (An International Center for Economic Growth Publications), ICS Press, San Francisco, California.

Hanke, S. H., L. Jonung, K. Schuler. (1993) Russian Currency and Finance. London: Routledge.

Hanke, S. (2002) On Dollarization and Currency Boards: Error and Deception, Policy Reform, vol. 5, No. 4, pp. 203–222.

Hawtrey, R. (1932) The Art of Central Banking, Longmans, Green and Co., London.

Heilperin, M. (1939) Equilibrium in International Payments, in Heilperin, M. (1968), Aspects of the Pathology of Money. Monetary Essays from Four Decades, Michael Joseph Limited, Geneva.

Higgs, R. (1997) Regime Uncertainty: Why the Great Depression Lasted So Long and Why Prosperity Resumed after the War, The Independent Review, vol.1, No 4, Spring, pp. 561–590.

Ho, C. (2001) Contemplating the Credibility of the Currency Boards, Doctoral Dissertation, Department of Economics, Princeton University.

Kébabdjian, G. (1999) Les théories de l'économie politique internationale, Paris, Editions de Seuil.

Keynes, J. M. (1930) A Treatise on Money. New York: Harcourt Brace.

Knafo, S. (2003) The Gold Standard and the Origins of the Modern International Monetary System, Cahiers de Recherche – CEIM, Université du Québec à Montréal, http://www.ceim.uqam.ca

Kydland, F., M. Wynne (2002) Alternative Monetary Constitutions and the Quest for Price Stability, Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Policy Review, vol. 1, No. 1.

Laughlin, J. L. (1931) A New Exposition of Money, Credit and Prices, Vol. I The Evolution of the Standard and Vol. II The Economics of Credit and Prices, The University of Chicago Press, Chicago, Illinois.

Lelart, M. (1977) De l'étalon-or aux balances sterling, Revue Banque, No. 367, pp. 1185–1191, and No. 368, pp. 1289–1297.

Lewis, M. K. (2002) Currency Boards and Currency Arrangements in Transition economies, in: Sevic, Z., ed., (2002), Banking Reforms in South-East Europe, Edward Elgar.

Macmillan Committee on Finance and Industry (1918) in: **Eichengreen, B., M. Flandreau Eds.** (1997) The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

McCloskey, D., J. Zecher (1976) How the Gold Standard Worked, 1880–1913, in: Eichengreen, B., M. Flandreau Eds., (1997), The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

McKinnon, R. (1993) The Rules of the Game: International Money in Historical Perspective, Journal of Economic Literature, vol. XXXI (March), pp. 1–44.

Meade, J. (1951) The Balance of Payments. The Theory of International Economic Policy, vol. 1, Oxford University Press.

Menger, C. (1892) On the Origins of Money, Economic Journal, volume 2, p. 239–255.

Menger, C. (1936) The Collected Works of Carl Menger, London School of Economics and Political Sciences, vol. 4.

Michaely, M. (1971) The Responsiveness of Demand Policies to Balance of Payments, New York, Oxford University Press.

Mises, L. (1912) The Theory of Money and Credit, Jonathan Cape, London, 1934.

Mouré, K. (1998) La politique du Franc Poincaré (1926–1936), Paris, Albin Michel.

Niehans, J. (1978) The Theory of Money, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.

Nogaro, B. (1924) La monnaie et les phénomènes monétaires contemporains, Marcel Giard, Editeur, Paris.

Nenovsky, N., K. Hristov, M. Mihaylov (2001) Comparing Currency Board Automatic Mechanism in Bulgaria, Estonia and Lithuania, Journal des Economistes et des Etudes Humaines, vol. XI, No. 4, pp. 575–616.

Nenovsky, N., K. Hristov (2002) 'New Currency Boards and Discretion. The Empirical Evidence from Bulgaria', Economic Systems, March, vol. 26. No. 1, pp. 55–72.

Nenovsky, N., Y. Rizopoulos (2004) Peut-on mesurer le changement institutionnel du régime monétaire?, Revue d'économie financière, vol. 75, 2004, forthcoming.

Nenovsky, N., Y. Rizopoulos (2003) Extreme Monetary Regime Change. Evidence from Currency Board Introduction in Bulgaria, Journal of Economic Issues, vol. XXXVII, No. 4, December, pp. 909–941.

Nurske, R. (1944) International Currency Experiences. Geneva League of Nations.

Officer, L. (1996) Between the Dollar–sterling Gold Points: Exchange Rates, Parity and Market Behavior. Cambridge University Press, p. 255–266.

Oppers, S. (2000) Dual Currency Boards: A Proposal for Currency Stability, IMF Working Paper WP/00/199.

Plessis, A. (1998) Histoires de la Banque de France, Bibliothèque Alban Michel Histoire, Paris.

Poole, W. (2003) Institutions for Stable Prices: How To Design an Optimal Central Bank Law, Review (Federal Reserve Bank of Saint Louis), Sep/Oct 2003, Vol. 85, Issue 5, p. 1–5.

Rist, Ch. (1938) Histoire des doctrines relatives au crédit et a la monnaie (depuis John Low jusqu'a nos jours), Dalloz, Paris, 2002.

Rueff, J. (1927) Théorie des phénomènes monétaires, Payot, Paris.

Sargent, T. (1982) The Ends of Four Big Inflations, in Robert E. Hall ed., Inflation: Causes and Effects, pp. 41–97, University of Chicago Press.

Schuler, K. (1992) Currency Board; Ph.D. Thesis, Fairfax: George Mason University.

Simmons, B. (1996) Rulers of the Game: Central Bank Independence during the Interwar Years, International Organization, vol. 50, No. 3, Summer, pp. 407–443.

Timoshina, T. (2003) Economic History of Russia. Editions Usticinform, Moscow (in Russian).

Triffin, R. (1968) Gold and the Dollar Crisis. New Haven: Yale University Press.

Tsang, S-K. (1999) Fixing the Exchange Rate through a Currency Board Arrangement: Efficiency Risk, Systemic Risk and Exit Cost, Asian Economic Journal, vol. 13 No. 3, pp. 239–266.

Walsh, C. (1998) Monetary Theory and Policy, The MIT Press, Cambridge.

Whale, P. (1937) The Working of the Prewar Gold Standard, in: Eichengreen, B., M. Flandreau Eds., (1997), The Gold Standard in Theory and History, Routledge, London and New York.

Yeager, L. (2001) The Perils of Base Money, The Review of Austrian Economics, vol. 14, No. 4, pp. 251–266.

Uche, C. (1997) Bank of England vs the IBRD: Did the Nigerian Colony Deserve a Central Bank? Explorations in Economic History, vol. 34, pp. 220–241.

DP/40/2004

Паричният съвет: „The only game in town“

Калин Христов

Резюме. Икономическото развитие на България в последните години се разглежда като изцяло определено от въведения в средата на 1997 г. режим на паричен съвет. Оценките за ефекта на този режим на парична политика върху икономиката на страната често са противоречиви и не са напълно еднозначни. Целта на тази статия е, основавайки се на няколко допускания, да се опита да отговори на въпроса, дали запазването на независимата парична политика би дало по-голяма гъвкавост на икономическата политика за реакция на шоковете, които засягат икономиката ни през шестте години на действие на паричния съвет. Анализът се свежда до сравнение на монетарните условия при действието на паричния съвет с тези, които биха съществували в икономиката, ако централната банка имаше независима парична политика, основана на някакво парично правило. Монетарните условия в икономиката представяме с нивото на номиналните лихвени проценти и темповете на нарастване на паричното предлагане. Паричните правила, които се оценяват, за да се изведат имплицитните лихвени проценти и темпове на нарастване на резервните пари, ако централната банка следваше независима парична политика, са съответно Правилото на Тейлър и Правилото на Маккалъм. Резултатите ясно показват, че за целия период, за който оценяваме Правилото на Тейлър, лихвените равнища в икономиката са по-ниски, отколкото биха били, ако централната банка следваше самостоятелна парична политика. Резултатите от оценката на Правилото на Маккалъм потвърждават тези, получени от Правилото на Тейлър, като същевременно очертават някои от описаните в теоретичната литература слабости на правилата, основани на целеполагането на паричен агрегат.

Abstract. Bulgaria's economic progress in recent years is regarded as determined by the currency board regime introduced in 1997. The assessments of the impact of this monetary policy regime on Bulgaria's economy are ambiguous. The aim of this article is to try to provide an answer to the question whether Bulgaria's economic policy would be more flexible during last six years if we have pursued independent monetary policy. The analysis is based on the comparison of the monetary conditions within the economy during operation of currency board with estimated monetary conditions which would exist if the central bank had fo0llowed an independent monetary policy. Monetary conditions within the economy are approximated by the level of short term nominal interest rate and reserve money growth rate. In order to estimate implicit short term nominal interest rate and growth rate of the reserve money we use Taylor rule and McCallum rule. The obtained results show that monetary conditions within the economy during the operation of currency board are looser than monetary conditions that would exist if the central bank had followed an independent monetary policy.

Съдържание

1. Увод .....

2. Правила на паричната политика .....

Правило на Тейлър (Taylor Rule) .....

Правило на МакКалъм (McCalum Rule) .....

3. Оценка на правилата на паричната политика ..

Оценка на правилото на Тейлър .....

Измерител на инфлацията .....

Инфлационната цел .....

Оценка на потенциалния продукт .....

Дефиниране на равновесния реален лихвен процент .....

Параметризация на правилото на Тейлър .....

Резултати .....

Оценка на правилото на Маккалъм .....

Параметризация на правилото на Маккалъм .....

Резултати .....

4. Изводи .....

5. Приложение .....

Библиография .....

Калин Христов, съветник на управителя на БНБ; УНСС, катедра „Финанси“, тел. 9145 1814, e-mail: hristov.k@bnbank.org.

Благодаря на Мария Карчева, Десислава Желева и Ралица Стоянова за помощта при събирането и обработването на данните, използвани в тази статия, както и на Борис Петров за направените бележки и коментари.

1. УВОД

Икономическото развитие на България в последните години се разглежда като изцяло определено от въведения в средата на 1997 г. режим на паричен съвет. Оценките за ефекта на този режим на парична политика върху икономиката на страната често са противоречиви и не са напълно еднозначни.

Някои автори считат, че режимът на паричен съвет е единствената разумна алтернатива, с която разполагаше страната в края на 1996 г. и началото на 1997 г. – период на дълбока финансова, икономическа и политическа криза. Нещо повече – стратегията на парична политика, основана на необратимо фиксиран валутен курс, осигурява необходимата макроикономическа стабилност, основа за устойчив икономически растеж. *Hristov & Zaimov* (2002), правейки преглед на действието на паричния съвет през първите пет години от неговото функциониране, защитават позицията, че паричният съвет е най-добрият режим на парична политика за страната, който осигурява парична и финансова стабилност и фискална дисциплина, което създава благоприятна среда за устойчив икономически растеж.

Алтернативното виждане на представената по-горе позиция разглежда паричния съвет като добър инструмент за стабилизация на икономиката при дълбока финансова и икономическа криза, но в средносрочен и дългосрочен период тази стратегия на парична политика има негативен ефект поради невъзможността да се използва паричната политика за неутрализация на негативните шокове върху икономиката. Според това виждане стабилизацията на икономиката би могла да бъде извършена и чрез запазването на режим на плаващ валутен курс и независима парична политика, с което да се запази необходимата гъвкавост на макроикономическата политика. Като аргумент в полза на това виждане се изтъкват постигнатата стабилизация на инфлацията, лихвените проценти и валутният курс в периода на действието на служебното правителство, когато практически бе изграден и въведен паричният съвет. Разбира се, периодът, към който се реферира, е прекалено кратък, за да може да се използва като емпирично доказателство, че макроикономическата стабилизация би могла да бъде осъществена чрез запазването на независима парична политика. Нещо повече – през този кратък период инфлационните очаквания и динамиката на валутния курс бяха в много голяма степен определени от очакваното въвеждане на паричния съвет. С други думи – самото анонсиране на намерението за

въвеждане на паричен съвет изпълнява стабилизираща роля чрез промяна на очакванията на икономическите агенти.

Целта на тази статия е, основавайки се на няколко допускания, да се опита да отговори на въпроса, дали запазването на независимата парична политика би дало по-голяма гъвкавост на икономическата политика за реакция на шоковете, които засягат икономиката ни през шестте години на действие на паричния съвет. На първо място, допускаме, че правителството би могло да балансира фискалната си политика и без наличието на паричния съвет, който да играе ролята на дисциплиниращ механизъм. С други думи – правителството би следвало същата фискална политика на ниски бюджетни дефицити, без да прибягва до използването на кредит от централната банка за финансиране на бюджетния си дефицит. Второ, допускаме, че икономиката на страната би била засегната от същите вътрешни и външни шокове и би реализирала същите темпове на икономически растеж и инфлация, каквито са реализирани през годините на действие на паричния съвет.

При работа с горните две допускания анализът се свежда до сравнение на монетарните условия при действието на паричния съвет с тези, които биха съществували в икономиката, ако централната банка имаше независима парична политика, основана на някакво парично правило. Монетарните условия в икономиката представяме с нивото на номиналните лихвени проценти и темповете на нарастване на паричното предлагане[1].

Представената в тази статия историческа оценка на нивото на номиналния лихвен процент и на темпа на нарастване на паричното предлагане, следвайки предварително дефинирано правило, е изцяло статична. Това в много голяма степен опростява анализа и намалява информационната му стойност, тъй като, ако централната банка в действията си се ръководеше от резултатите от следваното правило, тя би трябвало да предприема определени действия тогава, когато оцененият лихвен процент и темпът на нарастване на паричното предлагане се различават от реално реализираната стой-

[1] За икономическата активност значение имат реалните лихвени проценти, а не номиналните. Тъй като реалната лихва не се контролира директно от централната банка, инструмент на паричната ѝ политика са краткосрочните номинални лихвени проценти. Моделите за малка отворена икономика включват в монетарните условия и отклонението на валутния курс от неговото равновесно равнище. Независимо от това, че България е малка, отворена икономика, не включваме в дефиницията ни за монетарни условия реалния валутен курс. Аргументите за това представяме в част втора, където разглеждаме алтернативните правила на парична политика, които централната банка би следвала при условие че имаше независима парична политика.

ност. Това означава, че в икономиката бихме имали различно ниво на лихвения процент и темп на нарастване на парите, което ще води до различно ниво на реалния БВП и до инфлация в икономиката. Такъв тип динамичен анализ може да бъде осъществен, ако се разполага със структурен модел на икономиката с вградена в него функция на реакция на централната банка. Тъй като не разполагаме с такъв модел анализът е изцяло статичен, т. е. оцененото правило не е оптимално.

Статията е структурирана, както следва. Във втората част представяме общата рамка на независимата парична политика на БНБ и възможните парични правила, които централната банка би мога да следва. В част трета правим оценка на монетарните условия, които биха съществували в икономиката, ако централната банка имаше независима парична политика и следваше някое от описаните в предходната част монетарни правила. В последната част правим обобщение на получените резултати и представяме изводите.

2. ПРАВИЛА НА ПАРИЧНАТА ПОЛИТИКА

За да може да се оцени какви биха били монетарните условия в икономиката при провеждането на независима парична политика от страна на централната банка, трябва да се дефинират целите на тази политика и общата ѝ рамка. Допускаме, че основната цел на провежданата от централната банка независима парична политика е постигането на ценова стабилност. Тази цел бе записана както в стария, така и в новия закон за БНБ, с който се въведе паричният съвет. Това показва, че самото записване в закона не е гаранция за постигането на целта. За да се гарантира, че тази цел ще е действително най-важният принцип, от който се ръководи политиката на централната банка, в закона също така трябва да се дефинира общата рамка на паричната политика и да се гарантира оперативната независимост на паричните власти при преследването на тази цел[2].

Стратегията на паричната политика, която централната банка следва, за да постигне основната си цел, също трябва да е ясно дефинирана, като процесът на нейното прилагане трябва да е максимално прозрачен, което би увеличило доверието в тази политика. При съществуващия режим на паричен съвет ангажиментът на централната банка да поддържа фиксиран валутен курс е прост, ясен и

[2] Вж. *Persson & Tabellini* (1993).

максимално прозрачен, което осигурява високо доверие в паричната политика. Практически централната банка следва просто правило, което изисква безусловна замяна на национална валута за резервна и, обратно, по фиксиран валутен курс. Следвайки това правило, функцията на реакция на централната банка на промени в икономиката (инфлация, реален доход) се определя от поведението на икономическите агенти и от склонността им да заменят национална за резервна валута и обратно.

Алтернативната възможност, наложила се в повечето страни през 90-те години на миналия век, се основава на следните три принципа: плаващ валутен курс[3], експлицитно зададена инфлационна цел[4] и правило на парична политика[5], което централната банка следва[6].

При следването на стратегия на инфлационно таргетиране краткосрочният лихвен процент е предпочитаният от централните банки оперативен инструмент. При използването му като оперативен инструмент на паричната политика паричното предлагане е ендогенно, като се колебае така, че да се поддържа лихвеният процент на нивото, гарантиращо постигане на инфлационната цел.

Използването на лихвения процент като оперативен инструмент на паричната политика не елиминира важността на паричните агрегати[7]. Фактът, че високите темпове на инфлация са свързани с високи темпове на нарастване на паричното предлагане, определя и запазването на важната роля на паричните агрегати в процеса на формулиране на паричната политика. Когато инфлацията е много

[3] Концепцията, че съществуват само две работещи алтернативи на режима на валутен курс – необратимо фиксиран (паричен съвет, паричен съюз и доларизация) и свободно плаващ, е известна като „*bipolar view*“ (за подробно представяне вж. *Fischer,* 2001). Практически в алтернативата на плаващ валутен курс се включват широк набор от валутни режими, които са съвместими със стратегията на инфлационно таргетиране.

[4] Съществуват различни виждания за това, дали инфлационната цел трябва да бъде дефинирана от централната банка, или да бъде зададена от правителството. В повечето страни, където съществува експлицитно инфлационно таргетиране, целта се задава от правителството. С това, от една страна, се гарантира политическата отговорност на централната банка и, от друга – се създава ангажимент за правителството да следва фискална политика, която е консистентна с инфлационната цел.

[5] Под правило на паричната политика разбираме план, който определя как централната банка трябва да променя инструмента на паричната политика, така че да постигне инфлационната цел.

[6] Виж *Mohanty & Klau* (2004) за оценка на правилата на паричната политика, следвани от централните банки на развиващите се страни.

[7] През последното десетилетие на XX век в процеса на формулиране на паричната политика се наблюдава намаляваща роля на паричните агрегати при моделирането на инфлационната динамика и решенията за нивото на лихвения процент. За подробно представяне ролята на паричните агрегати в процеса на формулиране на паричната политика вж. *King* (2002) и *Nelson* (2003).

висока или отрицателна, паричните правила, основани на използването на лихвения процент като оперативен инструмент, губят ефективността си (*Taylor*, 1995). Този факт определя и важността централната банка да оценява и следи резултатите от паричното правило, което използва като оперативен инструмент контрола на темповете на нарастване на резервните или широките пари[8]. Централните банки обаче не таргетират директно темповете на нарастване на паричното предлагане, а наблюдава тази променлива като част от много широк набор от променливи, които са индикатори за инфлационния натиск в икономиката[9].

В тази част разглеждаме възможните парични правила, които централната банка би могла да следва, така че да постигне и поддържа ниски и стабилни темпове на инфлация в икономиката[10].

Правило на Тейлър (Taylor Rule)

Тейлър (1993) предлага просто правило на парична политика, което е широко използвано при анализа на паричната политика както в академичните среди, така и в централните банки. Важно е да се подчертае, че Тейлър не предписва провеждащите паричната политика да следват механично това правило, а по-скоро да го използват като една от информационните променливи при формулиране на

[8] Например *Federal Reserve Bank of St. Louis* оценява и публикува парично правило, използващо номиналния лихвен процент като оперативен инструмент, както и правило, използващо като оперативен инструмент темповете на нарастване на резервните пари (*McCallum rule*). Вж. за подробно представяне *Federal Reserve Bank of St. Louis Monetary Trends, December 2002*.

[9] Европейската централна банка (ЕЦБ) е единствената в развитите страни, която публикува количествена референтна стойност за темповете на нарастване на широките пари. Тази референтна стойност обаче не е количествена цел, която ЕЦБ непременно трябва да постигне. Тя е само една от информационните променливи, които ЕЦБ следи при формулирането на паричната си политика. За подробно представяне ролята на референтната стойност за темповете на нарастване на широките пари при формулирането на паричната политика на ЕЦБ вж. *European Central Bank* (2001). Същевременно практиката на ЕЦБ за публикуване на референтна стойност за нарастването на широките пари е критикувана в литературата и дискусиите по отношение формулирането и прилагането на паричната политика. За подробно представяне на тази критика вж. *Gali* (2002); *Rudebusch & Svensson* (2002) и *Svensson* (1999; 2002). В средата на 2003 г. ЕЦБ направи преглед и оценка на стратегията си на парична политика, вследствие на което предефинира основната си цел и намали значението на референтната стойност на темповете на нарастване на широките пари в процеса на определяне на лихвените проценти. За подробно представяне на тази промяна вж. *European Central Bank* (2004).

[10] Разглежданите правила по своята същност са неокейнсиански, тъй като те се стремят към стабилизиране на инфлацията и инфлационните очаквания около таргетираното ѝ ниво и към минимизиране отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище. В моделите на новия неокласически синтез паричната политика трябва да се стреми единствено към стабилизиране на инфлацията и инфлационните очаквания около таргетираното ѝ ниво. За подробно представяне вж. *Goodfriend* (2002).

техните решения. Правилото на Тейлър специфицира как провеждащите паричната политика трябва да определят нивото на номиналния лихвен процент (i_t), използван като оперативен инструмент на тази политика. Същността на това правило е систематичната реакция на реалния лихвен процент на отклоненията на инфлацията и текущия реален доход съответно от инфлационната цел и потенциалния продукт в икономката. Тази концепция за контрол на инфлацията чрез промяна на реалния лихвен процент е въведена от *Wicksell* (1898, 1907). В оригиналното представяне на тази идея през 1898 г. и при нейното доразвиване през 1907 г. Виксел формулира по следния начин правилото, което трябва да се следва от централната банка при определяне на номиналния лихвен процент.

„So long as prices remain unaltered the bank's rate of interest is to remain unaltered. If prices rise, the rate of interest is to be raised; and if prices fall, the rate of interest is to be lowered; and the rate of interest is henceforth to be maintained at its new level until a further movement of prices calls for a further change in one direction or the other", Wicksell (1898), pp. 189.[11]

„If, other things remain the same, the leading banks of the world were to lower their real rate of interest, say 1 per cent, below its ordinary level, and keep it so for some years, then the prices of all commodities would rise and rise without any limit whatever; on the contrary, if the leading banks were to raise their rate of interest, say 1 per cent, above its normal level, and keep it so for some years, then al prices would fall and fall and fall without any limit except Zero", Wicksell (1907), pp. 213.[12]

Предложеното от Виксел правило се основава на допускането, че в икономиката съществува равновесно (неутрално) ниво на реалния лихвен процент (r_t*), при което има едновременно ценова стабилност и доход, равен на потенциалния продукт. Когато ценовото равнище се отклонява от равновесното си равнище, централната банка може да промени лихвения процент, така че реалният лихвен

[11] „Дотогава, докогато цените остават непроменени, лихвеният процент също остава непроменен. Ако цените нараснат, лихвеният процент ще бъде увеличен, а ако цените спаднат, лихвеният процент ще бъде намален. Лихвеният процент ще бъде поддържан на новото равнище, докато други промени в цените не изискват допълнителна промяна на лихвата в една или друга посока."

[12] „Ако всички други условия останат непроменени, при намаление от водещите световни банки на реалния лихвен процент с един процент под неговото нормално равнище и поддържането му за няколко години на това ниво, тогава цените на всички стоки ще нараснат, като този процес ще продължи неограничено. Обратно, ако при увеличение от водещите световни банки на реалния лихвен процент с един процент над неговото нормално равнище и поддържането му за няколко години на това ниво, тогава цените на всички стоки ще намалеят, като този процес ще продължи неограничено, докато цените не достигнат нула."

процент да се отклонява от равновесното (неутрално) ниво (r_t*) и да се задейства описаният от Виксел механизъм на приспособяване на цените и реалния доход. Предложението на Виксел може да бъде представено като правило, при което централната банка определя номиналния лихвен процент, следвайки следната зависимост:

(1) $i_t = \bar{i} + \phi \cdot p_t$,

където p_t е логаритъм от ценовото равнище и ϕ е коефициентът на реакция на номиналния лихвен процент на отклоненията в ценовото равнище, като $\phi > 0$. Ако се изрази като правило, което таргетира темпа на инфлация, предложението на Виксел ще има следната форма:

(2) $\Delta i_t = \phi \pi_t$,

където $\pi_t \equiv \Delta p_t$. Това, което е специфично за предлаганото от Виксел правило, е, че то цели стабилизация на ценовото равнище около определено константно равнище, а не на темпа на инфлация. С други думи, правилото на Виксел изисква при нарастване на ценовото равнище (реализация на инфлация) централната банка да промени номиналния лихвен процент, а оттам и реалния, така че ценовото равнище да се върне към таргетираното константно ниво.

Практическата реализация на описаното правило се усложнява от факта, че централните банки могат да контролират директно краткосрочния номинален лихвен процент, а не реалните лихви. Когато те променят краткосрочния номинален лихвен процент, реалните лихви ще се променят в същата посока, при условие че няма същата по мащаб промяна в инфлационните очаквания на икономическите агенти.

Анализирайки паричната политика на Федералния резерв (FED) в периода 1984–1992 г. Тейлър извежда емпирично правилото, което FED следва при определянето на номиналния краткосрочен лихвен процент (*federal funds rate*). За разлика от правилото на Виксел в предложеното от Тейлър правило се включва и отклонението на текущия реален доход от неговото потенциално равнище. Тази особеност е следствие от това, че в мандата на Федералния резерв са определени три основни цели: поддържане на ценова стабилност, икономически растеж и заетост. Тъй като правилото на Тейлър е изведено по емпиричен път, т. е. то отразява в себе си реалното поведение на Федералния резерв в периода 1984–1992 г., то неминуемо в него се появява като променлива и отклонението на текущия реален доход от неговото потенциално равнище.

Тейлър предлага правило за контрол на номиналния краткосрочен лихвен процент, което може да бъде записано по следния начин[13]:

(1) $$i_t = (\pi_t + r_t^*) + (\beta - 1)(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma(y_t - y_t^*),$$

или

(2) $$i_t = (r_t^* + \pi_t^*) + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma(y_t - y_t^*),$$

където:

i_t е номиналният лихвен процент, използван от централната банка като оперативен инструмент на паричната ѝ политика;

r_t^* – равновесният (неутрален) реален лихвен процент в икономиката;

π_t – темпът на реализираната инфлация;

π_t^* – темпът на инфлация, който таргетира централната банка (имплицитно или експлицитно) и се счита за ценова стабилност в икономиката[14];

y_t е текущото равнище на реалния БВП;

y_t^* е равнището на потенциалния продукт в икономиката;

($\pi_t - \pi_t^*$) е отклонението на реализираната инфлация от нивото на инфлация, което се разглежда като ценова стабилност в икономиката;

($y_t - y_t^*$) е отклонението на текущия реален доход от потенциалния реален доход.

Коефициентите β и γ определят как номиналният лихвен процент трябва да реагира при отклонение на инфлацията от инфлационната цел и реалния доход от потенциалното му равнище. Тейлър определя $\beta = 1.5$, $\gamma = 0.5$ и $r_t^* = \pi_t^* = 0.02$. Размерите на коефициентите β и γ детерминират силата, с която провеждащите паричната политика реагират на отклоненията на инфлацията и реалния доход от техните равновесни равнища. Тук е важно да се подчертае, че коефициентът

[13] В оригиналния вариант на неговата статия Taylor (1993) записва правилото като: $r = p + 0.5y + 0.5(p-2) + 2$, където r е номиналният краткосрочен лихвен процент, контролиран от Федералния резерв (*federal fund rate*), p е реализираният темп на инфлация и y е процентното отклонение на реалния БВП от потенциалния продукт (*real output gap*). Реалният равновесен лихвен процент и инфлационната цел са приети за два процента.

[14] По-нататък в текста ще дадем количествена дефиниция на ценовата стабилност. В дефинираната по-горе обща формула на правилото на Тейлър можем да използваме дефиницията на Алан Грийнспан за ценова стабилност. *Greenspan* (1996) дефинира ценовата стабилност по следния начин: *"Price stability obtains when economic agents no longer take account of the prospective change in the general price level in their economic decisionmaking"* („Ценова стабилност е постигната тогава, когато при формиране на своите икономически решения икономическите агенти не вземат под внимание вероятните промени в ценовото равнище.").

β трябва да е по-голям от единица. Ако той е по-малък от единица, тогава увеличението на инфлацията ще води до намаляване на реалния лихвен процент, стимулирайки общото търсене в икономиката и увеличавайки допълнително инфлационното напрежение в нея. С други думи – при $\beta < 1$ инфлацията ще има експлозивна динамика.

Валутният курс е основна променлива в процеса на трансмисия на паричната политика, което поставя въпроса за включването му в правилото на парична политика, следвано от централната банка. Модифицираното правило на Тейлър с включен валутен курс може да бъде записано по следния начин:

(3) $$i_t = \left(r_t^* + \pi_t^*\right) + \beta\left(\pi_t - \pi_t^*\right) + \gamma\left(y_t - y_t^*\right) + \alpha\left(e_t - e_{t-1}\right)$$

където:

e_t е равновесен валутен курс;

α е коефициент, определящ степента на реакция на централната банка на промените във валутния курс.

В емпиричната литература няма единно мнение по въпроса, дали включването на валутния курс в правилото на парична политика подобрява резултатите от следването на това правило. *Ball* (1999a) поддържа виждането, че за отворена икономика правило на парична политика, което включва валутния курс, води до намаляване на колебанията на инфлацията при запазване нивото на колебливостта на реалния доход.

От друга страна, съществуват редица изследвания, които показват, че включването на валутния курс в паричното правило влошава получените резултати (*Cote et al.*, 2002; *Svensson*, 2000; *Taylor*, 1999). Съществуват два основни фактора, които определят по-добрите резултати, получени от парично правило, което не включва като променлива валутния курс. Първо, дори когато валутният курс не е включен, паричното правило имплицитно допуска индиректна реакция на номиналния лихвен процент на колебания във валутния курс. Тази индиректна реакция се реализира чрез влиянието на промените във валутния курс върху динамиката на инфлацията и реалния доход. Второ, съществуват отклонения на валутния курс от равновесното му равнище, които не трябва да бъдат неутрализирани чрез промяна на лихвения процент. Например промяната на производителността в икономиката води до изменение на валутния курс, което не трябва да бъде неутрализирано чрез промяна на лихвения процент. Реакцията на лихвения процент на колебания на валутния курс, определени от подобни фактори, би имала негативен ефект върху инфлацията и реалния доход.

Поради изложените по-горе причини отдаваме предпочитание на спецификация на правилото на Тейлър, която не включва като променлива валутния курс.

Описаното по-горе правило синтезира в себе си няколко основни принципа на съвременното провеждане на парична политика. На първо място, реалният лихвен процент изпълнява основна роля при формулирането на паричната политика. Въпреки че оперативният инструмент на паричната политика на всяка една централна банка е краткосрочният номинален лихвен процент, реалният лихвен процент е този, който влияе върху динамиката на инфлацията и реалната икономическа активност. Описаното парично правило ясно предписва, че реалният лихвен процент трябва да бъде увеличен, когато инфлацията е над инфлационната цел и реалният доход е над потенциалния продукт. Второ, основната цел на паричната политика е постигането на ценова стабилност при ограничаване колебанията на реалния доход. Паричната политика не може да влияе върху потенциалния доход, а само може да намали колебанията не текущия реален доход около потенциалното му равнище. Трето, присъствието на отклонението на дохода от потенциалния продукт в уравнението за номиналния лихвен процент изразява както възможността на паричната политика да намалява колебливостта на реалния доход, така и насочеността на тази политика към бъдещето (*forward looking*). Положителната разлика между текущия реален доход и потенциалния продукт е сигнал за бъдещо увеличение на темповете на инфлация. В такава ситуация правилото на Тейлър предписва увеличение на номиналния и реалния лихвен процент. Така реакцията на централната банка е изпреварваща по отношение на формиращия се инфлационен натиск в икономиката[15].

Правило на Маккалъм (McCalum Rule)

Както вече бе казано, при много високи темпове на инфлация или при дефлация паричните правила, основани на използването на краткосрочния номинален лихвен процент като оперативен инструмент на паричната политика, губят ефективността си. В тези случаи паричните правила, базирани на таргетиране на темповете на нарас-

[15] Съществува допълнителен аргумент в полза на виждането, че централната банка трябва да реагира изпреварващо на формиращото се в икономиката инфлационно напрежение. Това се определя от факта, че промените в лихвените проценти влияят по различни канали и със закъснение на инфлацията и реалния доход (*variable and uncertain lags of monetary policy*). За подробно представяне ролята на изпреварващата реакция на централната банка в процеса на формулиране и прилагане на паричната политика виж *Goodhart* (1999).

тване на номиналния БВП, са по-ефективни. *McCalum* (1988) предлага правило на парична политика, което използва като оперативен инструмент на паричната политика темпа на нарастване на резервните пари. При това правило централната банка реагира на отклонението на темпа на нарастване на номиналния БВП от предварително определена цел, която включва в себе си имплицитна инфлационна цел. Правилото на Маккалъм отчита динамиката на скоростта на резервните пари, като допуска постепенна промяна на тази променлива вследствие изменението на дългосрочните фактори, определящи нивото ѝ.

Правилото на Маккалъм може да бъде изразено по следния начин:

(4) $\Delta b_t = \Delta x^* - \Delta v_t^a + \delta\left(\Delta x^* - \Delta x_{t-1}\right),$

където:

Δb_t е първа разлика на логаритъм от резервните пари, т. е. темпът на нарастване на резервните пари;

Δx^* – целта за нарастване на номиналния БВП;

Δx_t – първа разлика на логаритъм от номиналния БВП, т. е. темпът на нарастване на номиналния БВП;

Δv_t^a – процентната на промяна скоростта на резервните пари.

Коефициентът δ определя как темпът на нарастване на резервните пари трябва да реагира на отклонението на текущия темп на нарастване на номиналния БВП от таргетирания темп на нарастване.

Таргетираният темп на нарастване на номиналния БВП (Δx^*) може да бъде представен като съставен от таргетираното ниво на инфлацията (π^*) и дългосрочния темп на нарастване на реалния доход (Δy^*). С други думи – можем да запишем таргетирания темп на нарастване на номиналния БВП (Δx^*) като:

(5) $\Delta x^* = \pi^* + \Delta y^*.$

При представяне правилото на Маккалъм по този начин темпът на нарастване на резервните пари, определян от централната банка, ще реагира на отклонението на текущия темп на инфлация от таргетираното ниво и на отклонението на текущия темп на нарастване на реалния доход от дългосрочния темп на нарастване.

Промяната на скоростта на резервните пари (Δv_t^a) отразява дългосрочните промени в търсенето на пари вследствие технологични и регулаторни изменения или промяна в паричния режим. За да се отрази дългосрочният характер на тези промени, Маккалъм предлага

скоростта на резервните пари да се вземе като 16-тримесечна плъзгаща се средна.

В теоретичната литература съществуват различни виждания по отношение на това, в каква степен правилото на Тейлър се различава от това на Маккалъм, както и кое от двете правила има по-добри характеристики по отношение стабилизацията на инфлацията и намаляване колебливостта на БВП. В първоначалната литература по отношение формата на паричните правила и тяхната ефективност не съществува еднозначно мнение кое от използваните от нас две правила има по-добри характеристики. *Meltzer* (1987) представя аргументи в полза на таргетирането на номиналния БВП, докато *Goodhart* (1994) критикува това правило. В по-новата литература *Rudebusch* (2002) твърди, че стабилизационните характеристики на правилото на парична политика, таргетиращо темповете на нарастване на номиналния БВП, са много лоши дори в случаите, когато това правило е модифицирано и централната банка използва като инструмент краткосрочния номинален лихвен процент. Същевременно други автори (*Orphanides et al.,* 2000) показват, че модифицирано правилото за таргетиране на номиналния БВП, което използва като инструмент краткосрочния номинален лихвен процент, има по-добри характеристики от правилото на Тейлър в случаите, когато съществува висока степен на несигурност в икономиката[16].

3. ОЦЕНКА НА ПРАВИЛАТА НА ПАРИЧНА ПОЛИТИКА

Основното допускане при определяне на паричните правила е, че очакванията на икономическите агенти са рационални. Това допускане е реалистично, когато рамката на следваната в момента политика е в действие за относително дълъг период от време и очакванията за политиката и другите променливи не са отместени. В периода непосредствено след въвеждането на паричния съвет е малко вероятно икономическите агенти да знаят и разбират новата политика и да вярват, че централната банка е силно ангажирана да я следва за продължителен период от време. Тъй като очакванията конвергират градуалистично в периода на преход от един режим към друг влиянието на паричното правило може да е различно от очакваното при допускане за рационални очаквания на икономическите агенти.

[16] За сравнение на правилото на Тейлър и Маккалъм вж. *Razzak* (2003).

В допълнение на казаното по-горе имаме и друг ефект, който е следствие от дълбоката икономическа криза, в която се намираше икономиката ни преди въвеждането на паричния съвет. В периода непосредствено след въвеждането на новото правило много променливи в икономиката се възстановяват към равновесното си равнище за много кратък период, реализирайки темпове на нарастване, много по-високи от дългосрочните равновесни темпове на растеж.

Тази особеност на процеса на смяна на едно парично правило с друго налага първоначалният период на приспособяване на икономиката да не бъде разглеждан, тъй като той отразява динамика, която е много по-различна от равновесната (дългосрочната). В настоящата статия се разглежда периодът от първото тримесечие на 1999 г. до четвъртото тримесечие на 2003 г.

Оценка на правилото на Тейлър

Преди да изчислим лихвения процент, получен от правилото на Тейлър, трябва да определим какъв измерител на инфлацията, на дългосрочния равновесен доход, равновесния реален лихвен процент и цел за инфлацията ще използваме.

Измерител на инфлацията

В емпиричната литература, оценяваща различни парични правила, се използват широк набор от измерители на инфлацията. Самият Тейлър (1993) използва дефлатора на БВП като измерител на инфлацията. В повечето страни, следващи политика на инфлационно таргетиране, се използва индексът на потребителските цени и измерител на „основната“[17] инфлация, който отстранява влиянието на най-колебливите цени на стоките, включени в потребителската кошница. Теорията не дава ясен отговор на въпроса, цените на производител или на потребител трябва да се използват при оценка на паричните правила. Предимството на потребителските цени е, че те се наблюдават директно от населението, което прави обяснението на паричната политика на широката общественост по-лесно за централната банка. В допълнение на това съществуват още два аргумента в полза на използване индекса на потребителските цени. На първо място промените във валутния курс незабавно влияят на потребителските цени, като същевременно не се отразяват със

[17] В теоретичната и емпиричната литература е наложен и широко използван терминът *„core inflation“*. Въпреки широката му употреба не съществуват общоприета дефиниция и метод за изчисление на термина *„core inflation“*. Вж. за дискусия по този въпрос *Mankikar & Paisley* (2002).

същата скорост на цените на производител[18]. От това, дали използваният измерител на инфлацията отразява промените в цените на вноса, в много голяма степен се определя реакцията на централната банка от промените във валутния курс. Промяната в цените на петрола е вторият пример, който показва значението на избора на измерител на цените при оценка на паричното правило. В случая, в който петролът има различно тегло в крайното и в междинното потребление при производството на стоки и услуги, паричното правило ще реагира по различен начин при използването на потребителските цени и цените на производител като измерител на инфлацията.

Използването на измерител за основната инфлация би елиминирало директния ефект от резките промени в цените на петрола, с което ще елиминира и необходимостта от реакция на паричното правило на временно нарастване на инфлацията. С други думи, правилото ще бъде конструирано, така че да „гледа през" временните нараствания на инфлацията и да реагира едва тогава, когато те се пренасят в цените на всички стоки и услуги, т. е. в измерителя на „основната" инфлация. Основавайки се на казаното по-горе, при оценка на правилото на Тейлър за България работим с индекса на цените на потребител като измерител на инфлацията. Въпреки предимствата на „основната" инфлацията работим с индекса на цените за цялата кошница на потребителските стоки поради липсата на измерител за „основната" инфлацията за България[19].

Последният оперативен въпрос, касаещ използвания измерител на инфлацията, е свързан с времевия хоризонт, в който се измерва инфлацията. Изборът е между измерване на инфлацията в рамките на определено тримесечие или използване на средната инфлация, реализирана в рамките на по-дълъг период. *Levin, Wieland & Williams*

[18] Тук се има предвид разделението между първия и втория етап на пренасяне на промените във валутния курс в цените на потребителските цени и цените на производител (*first stage and second stage exchange rate pass-through*). За представяне на това разделение вж. *Dwyer & Lam* (1994).

[19] Съществува виждане, че оценяването на „основната" инфлация за България няма смисъл, тъй като полученият измерител на инфлацията ще носи много малко информация за динамиката на цените. Това е определено от факта, че стоките, които имат най-колебливи цени (хранителните стоки) и трябва да бъдат изключени от индекса, имат много голямо тегло в потребителската кошница (44.5%). Изключването им ще доведе до конструирането на индекс, който носи много малко информация за динамиката на цените на стоките и услугите в икономиката.

Тук трябва да бъде направено уточнението, че съществуващите оценки на инфлацията, които механично изваждат от индекса на потребителските цени цените на стоките и услугите, чието ниво се определя административно от правителството, не представляват измерител на „основната" инфлация.

(2001) доказват, че използването на средната инфлация, реализирана през последните четири тримесечия, вместо инфлацията, реализирана през текущото или предходното тримесечие, подобрява резултатите на следваното парично правило. Използването на средна инфлация намалява риска паричното правило да реагира на шумове при използването на високочестотни данни за инфлацията и като резултат да има дестабилизиращ ефект поради свръхактивната политика на централната банка. В оценката на правилото на Тейлър за България използваме средната инфлация, като по този начин минимизираме възможността от предписването на свръхактивна дестабилизираща лихвена политика на централната банка.

Инфлационната цел

Голям брой централни банки в света оперират с експлицитно зададена количествена цел за инфлацията. В този случай е лесно да бъде определена инфлационната цел (π_t^*), която се използва при оценка на правилото на Тейлър[20].

Българската народна банка няма експлицитно зададена количествена цел за инфлацията. Това е определено от пасивната парична политика, следвана при режим на паричен съвет, и липсата на възможност централната банка да влияе върху реализирания темп на инфлация. За да се оцени правилото на Тейлър за България, е необходимо да се направи допускане за имплицитната инфлационна цел на БНБ. С други думи, трябва да се дефинира количествено темпът на инфлация, който централната банка разглежда като съвместим с ценова стабилност[21]. Тази количествена стойност ще използваме като параметър при оценка правилото на Тейлър за България.

Изхождайки от факта, че режимът на паричен съвет осигурява ценова стабилност чрез механичното пренасяне темповете на инфлация на резервната валута, като инфлационна цел можем да използваме тази на Европейската централна банка. През разглеждания от нас период ЕЦБ имаше две различни дефиниции на инфлационната си цел. В периода от началото на 1999 г. до средата на 2003 г. ЕЦБ де-

[20] В много случаи експлицитно зададената количествена цел за инфлацията е дефинирана в определен интервал, а не като конкретно число. Най-простото решение на този проблем е да се вземе средната стойност на интервала за инфлационна цел при оценката на правилото на Тейлър.

[21] Тази дискусия в една или друга степен бе проведена през 2000 г., когато вследствие обезценяването на лева спрямо щатския долар и нарастването на цените на петрола темповете на инфлация достигнаха двуцифрена стойност (най-високата бе реализирана през юни 2000 г. – 10.8% на годишна база). Тогава бе поставен въпросът този темп на инфлация може ли да се разглежда като ценова стабилност, която по дефиниция трябва да бъде осигурена от съществуването на паричен съвет в страната.

финираше ценовата стабилност като нарастване под 2% на хармонизирания индекс на потребителските цени на годишна база за цялата еврозона[22]. В този случай инфлационната цел на ЕЦБ бе формулирана не като конкретно число, а като интервал между 0% и 2%. В средата на 2003 г. ЕЦБ направи преглед на стратегията си на парична политика, като предефинира стратегията си на парична политика и дефиницията на инфлационната си цел[23]. Целта бе дефинирана като постигане и поддържане в средносрочен период на годишен темп на нарастване на хармонизирания индекс на потребителските цени по-нисък, но близък до два процента[24].

Въз основа на казаното по-горе избираме два процента инфлация на годишна база като инфлационна цел на ЕЦБ[25] за разглеждания от нас период.

Добре известно от теорията и емпиричната литература е, че съществуват множество фактори, които определят реализирането на по-високи темпове на инфлация в България в сравнение с тези в еврозоната. На първо място това е разликата в ценовите равнища между страната ни и еврозоната. Конвергенцията на ценовите равнища е свързано с реализацията на по-високи темпове на инфлация в страната с по-ниско ценово равнище (така наречения Balassa – Samuelson ефект). Емпиричните модели оценяват мащаба на Balassa – Samuelson ефекта между 2% и 4%[26]. С други думи, вследствие конвергенцията на ценовото равнище на страната ни към това в еврозоната реализираната инфлация в средносрочен период ще бъде с 3% по-висока от тази в еврозоната.

Следвайки тази логика на разсъждения, можем да дефинираме имплицитната инфлационна цел на БНБ, съвместима с ценова стабилност в страната на 5% на годишна база. На графика 1 представяме

[22] За задълбочена дискусия на дефиницията на ценова стабилност в еврозоната вж. *European Central Bank* (2001, 2004).

[23] Вж. *European Central Bank* (2004).

[24] Вж. *European Central Bank* (2004), с. 50–51.

[25] За периода 1999 – юни 2003 г. избираме не средата на инфлационния интервал, а неговата най-висока стойност поради факта, че до момента на ревизираме стратегията на парична политика и инфлационната цел на ЕЦБ съществуваше широка дискусия по въпроса за това, че старата дефиниция на инфлационната цел на ЕЦБ бе много рестриктивна. В повечето предложения за предефиниране на инфлационната цел на ЕЦБ се предлагаше тя да се определи като конкретно число (2%) и позволен интервал на отклонение от ± 1%. За дискусия по този въпрос вж. *DeGrauwe* (2002), *Gali* (2002) и *Svensson* (2002).

[26] Съществува оценка на Balassa – Samuelson ефекта за България, която за периода 1995–2000 г. е 2.6% средногодишно – вж. *Чукалев* (2002). За страните в преход оценката на Balassa – Samuelson ефектът е максимално 4% годишно. За подробно представяне вж. *Egert* (2002).

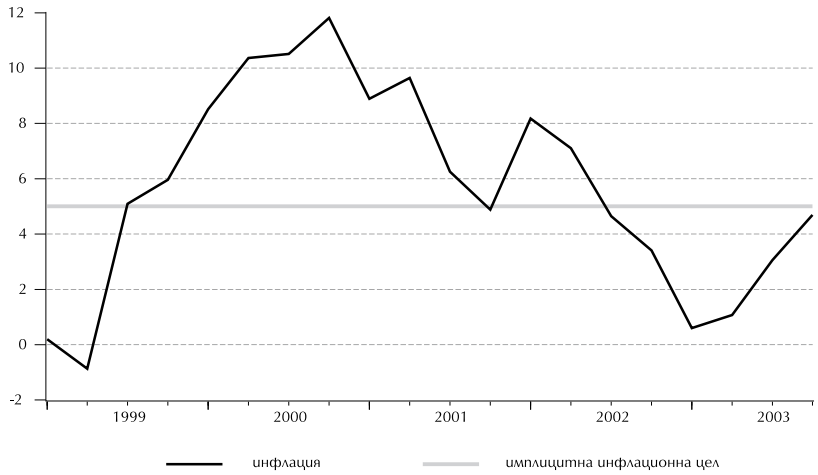
динамиката на инфлацията, сравнена с дефинираната от нас имплицитна инфлационна цел на централната банка.

Преди да преминем към дефиниране на потенциалния продукт и оценяване отклонението на текущия доход от този продукт трябва да определим дали дефинираната от нас инфлационна цел на БНБ ще е константна във времето, или не. Добре известно е, че в момента на въвеждането на паричния съвет в средата на 1997 г. темповете на инфлация в страната бяха 1266% на годишна база.

Графика 1

ИНФЛАЦИЯ И ИМПЛИЦИТНА ИНФЛАЦИОННА ЦЕЛ

(%)



С други думи – режимът на паричен съвет трябваше да осигури намаляване на тези темпове на инфлация до равнища, съвместими с разбирането за ценова стабилност (период на дезинфлация), и да поддържа тези темпове на инфлация в средносрочен период. Както е известно, паричният съвет осигури много бързо намаляване темповете на инфлация до едноцифрени равнища, с което периодът на дезинфлация бе много кратък. Оценявайки правилото на Тейлър, работим с константна цел за инфлацията от 5%, тъй като разглежданият период започва от първото тримесечие на 1999 г., когато периодът на дезинфлация е завършен и инфлацията е по-ниска от дефинираната от нас цел.

Ако централната банка използваше не режим на паричен съвет, а друга стратегия на парична политика, периодът на дезинфлация може би щеше да е по-дълъг, което изисква променлива във времето инфлационна цел[27]. В рамката на модела, с който работим, не бихме могли да оценим как би протекъл процесът на дезинфлация и колко дълъг би бил той, ако централната ни банка следваше инфлационно таргетиране или таргетиране на паричен агрегат като стратегия на парична политика в периода след средата на 1997 г.

Оценка на потенциалния продукт

Отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище е една от основните променливи в уравнението на Тейлър, която изисква реакция от страна на централната банка. Тъй като потенциалният продукт не е променлива, която се наблюдава директно, отклонението на текущото равнище на реалния доход също не се наблюдава директно. Това налага оценка на потенциалния продукт въз основа на данните за динамиката на текущия реален доход. Тази оценка в много голяма степен е условна поради съществуващата несигурност за структурата на икономиката и оттук връзката между потенциалния продукт и наблюдавания текущ продукт, честото ревизиране на данните за БВП и проблемите с несъвършенствата на използваните методологии за оценка[28].

В това изследване конструираме и използваме две оценки за отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, които са базирани на оценка на потенциалния доход чрез линеен тренд и Hodrick–Prescott (HP) филтър. Тези два подхода за оценка на потенциалния доход притежават редица слабости, което налага получените резултати за отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище да се разглеждат с известна степен на условност[29].

Както вече бе казано, централната банка оценява правилото на Тейлър не за да го следва механично при формулирането на паричната политика, а да подпомага вземането на тези решения. След като резултатите от това правило се използват при формулирането на

[27] Практиката показва, че инфлационното таргетиране може да се използва и като стратегия за намаляване на инфлацията (дезинфлация), след което инфлацията да се поддържа на ниски и стабилни равнища. За опита на Израел и Чили вж. съответно *Leiderman & Bufman* (2000) и *Morande & Schmidt-Hebbel* (2000).

[28] Най-често това е широко дискутираният „*end-point problem*“, който съществува при методологиите за оценка на потенциалния продукт.

[29] За изчерпателен преглед на възможните методи за оценка на потенциалния продукт и техните силни и слаби страни вж. *Claus et al.* (2000), *DeBrouwer* (1998) и *Giorno et al.* (1995).

решенията за лихвения процент, оценката за потенциалния продукт не трябва да се основава на ex post данни, а на данни в реално време. С други думи – оценката на потенциалния продукт и отклонението на текущия реален доход от него трябва да се основава на информацията, с която се разполага в момента, в който се вземат решенията за паричната политика. Това са така наречените оценки на потенциалния продукт, базирани на данни в реално време[30].

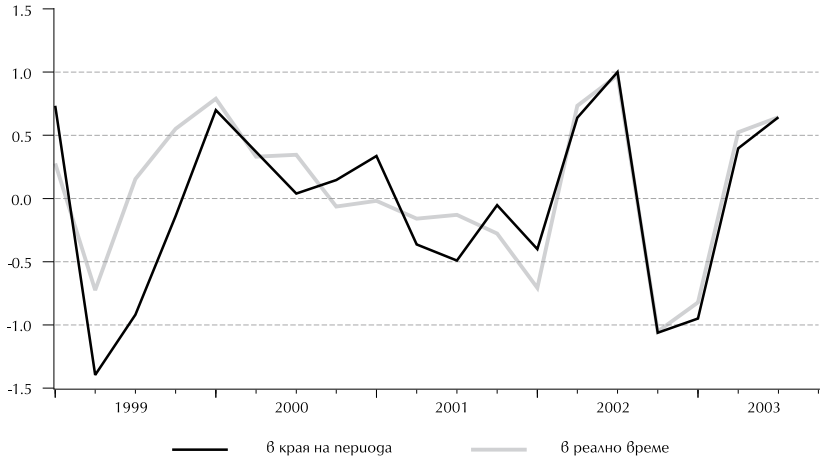
Практически при оценката на потенциалния продукт не трябва да се изхожда от данните в края на разглеждания от нас период, тъй като тази информация не е била на разположение на провеждащите паричната политика. Релевантната оценка трябва да се основава единствено на информацията, която е била достъпна за формулиращите паричната политика в момента на вземането на решенията.

Изхождайки от казаното по-горе, оценяваме потенциалния продукт и отклонението на текущия реален доход от него, основавайки се на данни в реално време и използвайки линеен тренд и HP филтър[31]. На графика 2 е представена оценката за отклонението на

Графика 2

ОТКЛОНЕНИЕ НА ТЕКУЩИЯ РЕАЛЕН ДОХОД ОТ ПОТЕНЦИАЛНОТО МУ РАВНИЩЕ

(%)



[30] За обяснение на концепцията за данните в реално време и влиянието ѝ върху формирането на паричната политика виж *Orphanides et al.* (2000); *Orphanides* (2001) и *Orphanides & vanNorden* (2002).

[31] При оценката следваме подхода на *Orphanides & vanNorden* (2002).

текущия реален доход от потенциалното му равнище, основана на данни в реално време и тези в края на разглеждания период. Резултатите показват значителни разлики в оценките на отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, базирани на данни в реално време и в края на периода. Оценките, основани на данни в края на периода, дават по-висока оценка на отклонението на текущото равнище на реалния доход от потенциалното му ниво. Използването на оценката, базирана на данни в края на периода, би довело до по-голяма промяна в лихвения процент, получен от правилото на Тейлър.

Тъй като оценяваме правило, което служи за основа на вземане на решенията за паричната политика, използваме резултата от данните в реално време. В приложението оценяваме правилото на Тейлър с оценка на отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, основано на *ex post* данни (в края на разглеждания от нас период) за реалния доход. Това ни дава възможност да видим доколко е чувствителен полученият резултат по отношение на оценката за потенциалния продукт.

Дефиниране на равновесния реален лихвен процент

Последната променлива, която трябва са бъде дефинирана, преди да оценим правилото на Тейлър, е равновесният реален лихвен процент. За да получим оперативна променлива, която е максимално близко приближение до ненаблюдаемия директно реален лихвен процент, е необходимо да определим методологията за нейното изчисление[32]. Както вече казахме равновесното ниво на реалния лихвен процент е онова ниво на реалния лихвен процент , при което имаме едновременно ценова стабилност и доход, равен на потенциалния продукт. Това означава, че в рамките на един бизнес цикъл реалният лихвен процент ще се колебае около равновесното си равнище. Ако равновесният реален лихвен процент е константа, вземайки средната стойност на реалния лихвен процент за период от време, равен на продължителността на един бизнес цикъл (най-малко пет години), ще получим косвена оценка за неговото равнище.

Следвайки описания по-горе подход за изчисление на равновесния реален лихвен процент, трябва да използваме *ex ante* оценката за реалния процент, а не *ex post* оценката. Това означава, че е нужна оцен-

[32] За теоретична дискусия по отношение на равновесния реален лихвен процент и начините за неговата оценка вж. *Allsopp & Glyn* (1999); *Chadha & Dimsdale* (1999); *Laubach & Williams* (2003).

ка за очакваната инфлация, за да може да получим *ex ante* реалния лихвен процент. Провеждайки пасивна парична политика, БНБ не може да влияе върху лихвените проценти в икономиката, т. е. тя няма контрол върху лихвен процент, който да отразява нейната политика. По закон БНБ обявява основен лихвен процент, но тази лихва не отразява паричната политика на централната банка. Тя не носи никаква информация в себе за насоката на паричната политика, тъй като по този лихвен процент търговските банки не могат да получат ликвидност от централната банка. Основният лихвен процент, определян от БНБ, има изцяло административна роля и не може да бъде използван за оценка на равновесния реален лихвен процент в икономиката[33]. Ако използваме доходността по тримесечните държавни ценна книжа (това е практически и основният лихвен процент) и коригираме тази доходност с реализираните темпове на инфлация, ще получим *ex post* оценка на реалния лихвен процент за периода 1999–2003 г. Средната, даваща равновесния реален лихвен процент, е отрицателна, което поставя под съмнение възможността тази оценка да се използва при оценката на правилото на Тейлър[34].

При изчислението на равновесния реален лихвен процент прилагаме алтернативен подход, използван от централната банка на Нова Зеландия (*Archibald and Hunter*, 2001). Тази методология се основава на използването на оценка за ex post равновесния реален лихвен процент за Австралия и САЩ и добавяне на премия за риск към нея, която да отчита специфичните за Нова Зеландия рискове. Следваме същия подход за изчисление на равновесния реален лихвен процент за България. За референтна страна използваме страните от еврозоната в периода 1994–2003 г.[35] Вземаме за начало на периода 1994 г., с цел да се избегнат високите реални лихвени проценти от 1992–1993 г. Тези високи реални лихвени проценти бяха следствие от кризата в Европейския валутен механизъм и стремежа на централните

[33] Основният лихвен процент на БНБ служи като референтна лихва в множество законови и подзаконови нормативни актове, където се определя дължима наказателна лихва за просрочия.

[34] Това в голяма степен се дължи на силно намаленото предлагане на ДЦК вследствие на по-ниските бюджетни дефицити след 1997 г. и високото търсене на тези книжа от финансовите посредници. В известна степен това високо търсене е административно определено, тъй като търговските банки и другите финансови посредници търсят тези книжа поради необходимостта да изпълнят изискванията на определени регулации. Това е вид финансова репресия, която разрушава информационната функция на номиналния и реалния лихвен процент.

[35] За периода преди 1999 г. използваме синтетични данни за инфлацията и лихвения процент в еврозоната.

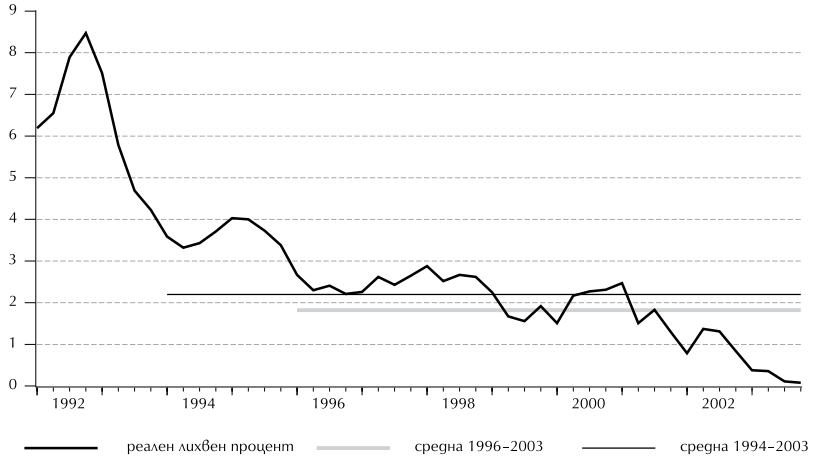
банки да защитават фиксираните валутни курсове чрез по-високи реални лихвени проценти[36]. За сравнение показваме и средния реален лихвен процент в страните от еврозоната за периода 1996–2003 г. В този период средният (равновесният) реален лихвен процент е с около 40 базисни точки по-нисък отколкото за периода 1994–2003 г. Предпочитаме да работим с оценката на равновесния реален лихвен процент за периода 1994–2003 г., тъй като относително високите реални лихвени проценти през 1994 г. и 1995 г. компенсират исторически ниските нива, реализирани през 2002 г. и 2003 г.

Изчисляваме равновесния реален лихвен процент в еврозоната като средна на ex post реалния лихвен процент в периода 1994–2003 г. (виж графика 3). За този период получаваме равновесен реален лихвен процент в еврозоната, равен на 2.2%[37].

Графика 3

РЕАЛЕН ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ В ЕВРОЗОНАТА

(%)



[36] Вж. *Eichengreen & Wyplosz* (1993).

[37] Разполагаме с данни за по-дълъг период от време за реалния лихвен процент в еврозоната. Използваме данните след 1994 г., за да избегнем високите реални лихвени проценти през периода 1992–1993 г., отразяващи кризата в Европейския валутен механизъм. Полученият от нас реален лихвен процент е близък до този, с който работят и *Domenech et al.* (2002) при оценка на правилото на Тейлър за еврозоната.

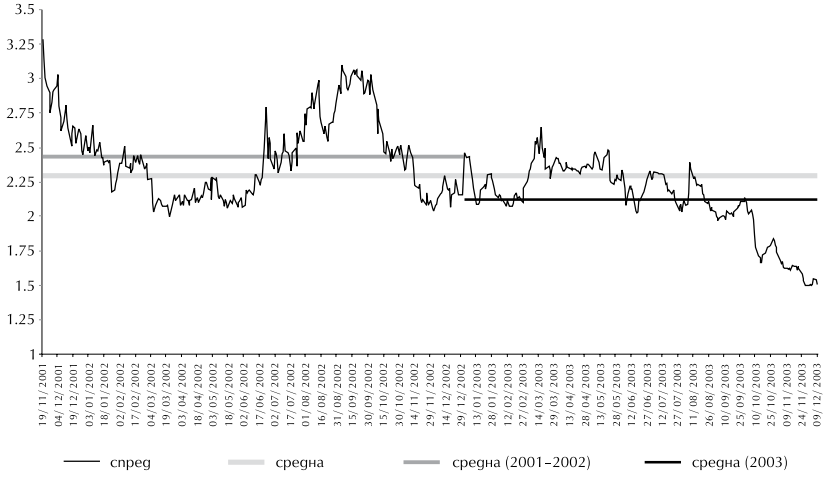
Премията за специфичния риск на България получаваме от лихвения спред между българските държавни ценни книжа, деноминирани в евро[38] и издадени в края на 2001 г., и германски държавни ценни книжа със същите характеристики. Лихвеният спред е изчислен за периода от издаването на тези книжа до края на декември 2003 г.

Разглежданият от нас период е много по-дълъг от този, за който разполагаме с данни за използвания от нас лихвен спред. В началото на периода, за който изчисляваме правилото на Тейлър, лихвеният спред би бил по-висок поради все още ниското доверие в страната. С продължителността на действието на паричния съвет доверието в страната нарастваше и нивото на лихвения спред се съкращаваше. От друга страна, получените спредове са по книжа с матуритет шест години, а равновесният реален лихвен процент, от който се интересуваме, е със срочност до три месеца. Това означава, че в тези спредове има калкулиран и матуритетен риск, който не би съществувал в краткосрочните лихвени проценти и изчислените на тяхна база спредове. Ако тези два ефекта взаимно се неутрализират, то можем да използваме изчисления спред като апроксимация на специфичния риск на страната за целия период, за който изчисляваме правилото на Тейлър.

Графика 4

ЛИХВЕН СПРЕД

(%)



[38] Това са шестгодишни ДЦК, деноминирани в евро и издадени на 27 ноември 2001 г. в Люксембург.

Средният спред за периода, за който разполагаме с данни, е 2.3% (графика 4).

Прибавяйки този спред към равновесния реален лихвен процент на еврозоната, получаваме оценка за българския равновесен реален лихвен процент от 4.5%. С тази оценка работим при изчисляването на правилото на Тейлър[39].

Параметризация на правилото на Тейлър

Два са параметрите в правилото на Тейлър, които трябва да бъдат определени предварително: агресивността, с която номиналният лихвен процент, използван от централната банка като оперативен инструмент на паричната ѝ политика, реагира на отклоненията на инфлацията от инфлационната цел ($\beta - 1$) и доходът от потенциалния продукт (γ). Тейлър фиксира тези два параметъра на 0.5. Равните тегла предполагат, че централната банка реагира с еднаква сила на отклоненията на инфлацията от инфлационната цел и на текущия реален доход от потенциалното му равнище. Тъй като отклонението на текущия реален доход от потенциалното равнище може да се разглежда и като сигнал за бъдещата динамика на инфлацията, различните тегла биха давали различна тежест за централната банка на реализираната в предходните четири тримесечия инфлация и на очакваната инфлация.

Голямо количество теоретична и емпирична литература изследва в каква степен изборът на друго ниво на тези два параметъра ще доведе до по-добри резултати за икономиката. Изследванията на ефективните парични правила показват, че лихвеният процент трябва да реагира на отклоненията от инфлационната цел така, както предписва правилото на Тейлър, но коефициентът на отклонение от потенциалния продукт трябва да е по-висок[40].

При оценката на правилото на Тейлър работим с коефициент от 0.5 както за ($\beta - 1$), така и за γ. Тъй като в литературата няма единно мнение за нивото на коефициента пред отклонението от потен-

[39] В оригинален вид правилото на Тейлър е основано на допускането за константно ниво на равновесния реален лихвен процент. Теоретичните и емпиричните модели показват, че перманентна промяна в темпа на нарастване на производителността и на структурния бюджетен дефицит води до промяна в нивото на равновесния реален лихвен процент в икономиката. При съществуването на такова изменение правилото на Тейлър трябва да се оценява с променливо ниво на равновесния реален лихвен процент. За оценка на правилото на Тейлър с променлив равновесен реален лихвен процент вж. *Plantier & Scrimgeour* (2002).

[40] Вж. *Ball* (1999b) за аргументи в полза на по-високо ниво на коефициента (γ) пред отклонението на текущия доход от потенциалния продукт.

циалния продукт, правим оценка на γ и със стойности от 0.25, 0.75 и 1. Това ни дава възможност да оценим колко са устойчиви резултатите (robust) на промени в коефициента пред отклонението от потенциалния продукт[41].

Резултати

Въз основа на казаното в тази част оценяваме правилото на Тейлър, работейки със следните параметри: равнище на равновесния реален лихвен процент от 4.5%, инфлационна цел от 5% и коефициенти на реакция съответно $\beta = 1.5$ и $\gamma = 0.5$. Тъй като в момента на приемане на решение формулиращите паричната политика не разполагат с данните за текущия период, вземаме отклонението на инфлацията от инфлационната цел и на текущия реален доход от потенциалното му равнище с един период закъснение (лаг). Оценяваме правилото на Тейлър в следния вид:

(6) $$i_t = \left(r_t^* + \pi_t^*\right) + \beta\left(\pi_{t-1} - \pi_t^*\right) + \gamma\left(y_{t-1} - y_{t-1}^*\right),$$

или при зададените по-горе параметри

(7) $$i_t = (4.5 + 5) + 1.5(\pi_{t-1} - 5) + 0.5\left(y_{t-1} - y_{t-1}^*\right),$$

На графика 5 представяме имплицитния лихвен процент, генериран от правилото на Тейлър. От резултата се вижда, че краткосрочният лихвен процент в икономиката би бил много по-висок от лихвените равнища, които са установени след въвеждането на паричния съвет. Тъй като централната банка няма лихвен процент, който да контролира директно, е трудно да се направи сравнение с лихвения процент, получен от правилото на Тейлър. Възможните лихвени проценти за сравнение са лихвеният процент на междубанковия пазар и доходността по тримесечните държавни ценни книжа.

На графика 5 са представени както лихвеният процент, получен от правилото на Тейлър, така и лихвеният процент на междубанковия пазар и доходността по тримесечните ДЦК.

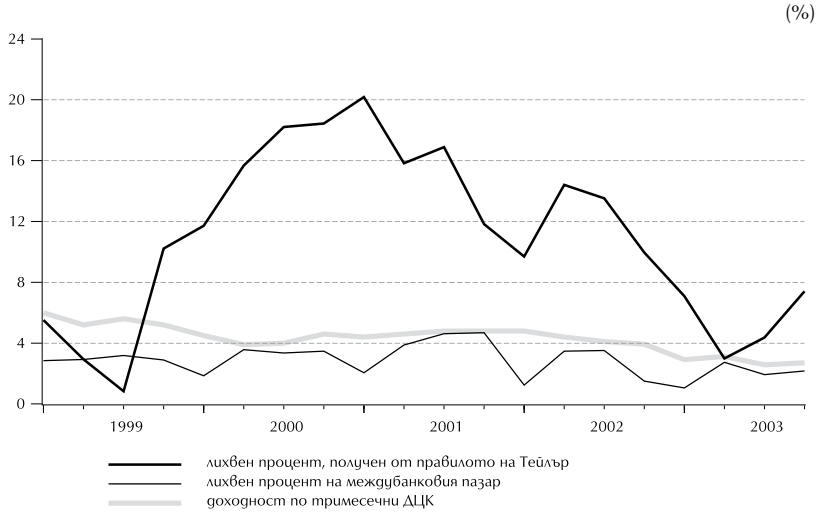
Резултатите ясно показват, че за целия период, за който оценяваме правилото на Тейлър, лихвените равнища в икономиката са по-ниски, отколкото биха били, ако централната банка следваше самостоятелна парична политика и използваше краткосрочния номинален лихвен процент като оперативен инструмент на тази политика. Изключение прави само първото и второто тримесечие на 1999 г. и второто тримесечие на 2003 г. В тези тримесечия инфлацията бе

[41] За тестове на устойчивостта на резултатите от правилото на Тейлър по отношение на промени в стойността на коефициентите (β) и (γ) и дискусия по този въпрос вж. *Kozicki* (1999).

отрицателна, като за двете тримесечия на 1999 г. темпът на нарастване на реалния доход бе под дългосрочното равновесно равнище.

Графика 5

ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ, ПОЛУЧЕН ОТ ПРАВИЛОТО НА ТЕЙЛЪР, ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ НА МЕЖДУБАНКОВИЯ ПАЗАР И ДОХОДНОСТ НА ТРИМЕСЕЧНИТЕ ДЦК



През 1999 г. съществуването на независима парична политика, при допускането, че тази политика е надеждна (credible) и рецесията е породена от циклични, а не от структурни фактори, би дало възможност за по-гъвкава реакция на макроикономическата политика на кратката рецесия, в която бе навлязла икономиката на страната. През този период правилото на Тейлър предписва ниво на номиналния лихвен процент близо до нула, докато доходността на тримесечните ДЦК се колебае около 6%, а лихвеният процент на междубанковия пазар – около 3.5%.

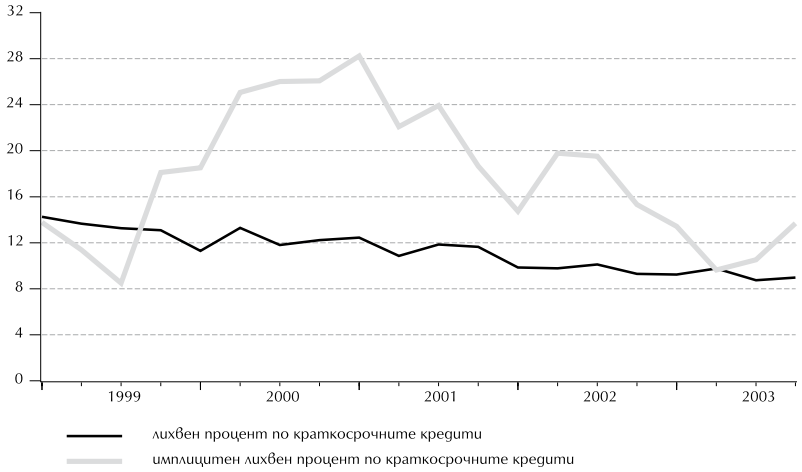
С изключение на първите три тримесечия на 1999 г. през целия разглеждан период монетарните условия в икономиката, представени чрез лихвените проценти на междубанковия пазар и доходността по тримесечните ДЦК, са по-разхлабени, отколкото ако централната банка следваше независима парична политика, основана на правилото на Тейлър. Особено показателна е 2000 г., когато поради външни шокове на предлагането (цените на петрола) динамиката на ва-

лутния курс и високото вътрешно търсене, темповете на инфлация достигнаха над 10% на годишна база (вж. графика 1). През този период, ако централната банка следваше независима парична политика, основана на правилото на Тейлър, номиналният лихвен процент, използван като оперативен инструмент, би достигнал до 20% (вж. графика 5). Същевременно през този период доходността на тримесечните ДЦК, с която апроксимираме монетарните условия в икономиката, намалява до около 4%. С други думи – въпреки нарастването на инфлацията лихвените проценти намаляват, без това да е съпроводено с допълнително експлозивно нарастване на инфлационните очаквания и бъдещо неконтролируемо увеличение на инфлацията в икономиката.

Графика 6

ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ ПО КРАТКОСРОЧНИТЕ КРЕДИТИ

(%)



На графика 6 са сравнени имплицитният лихвен процент по краткосрочните кредити, получен от правилото на Тейлър, и реално плащаният от фирмите и домакинствата лихвен процент по тези кредити. Имплицитният лихвен процент по краткосрочните кредити е получен, като към оценения от правилото на Тейлър лихвен процент е добавен спредът между реално заплащания лихвен процент по тези кредити и доходността по тримесечните ДЦК. С изключение на първите три тримесечия на 1999 г. през целия разглеждан период имплицитните лихвени проценти по краткосрочните кредити биха

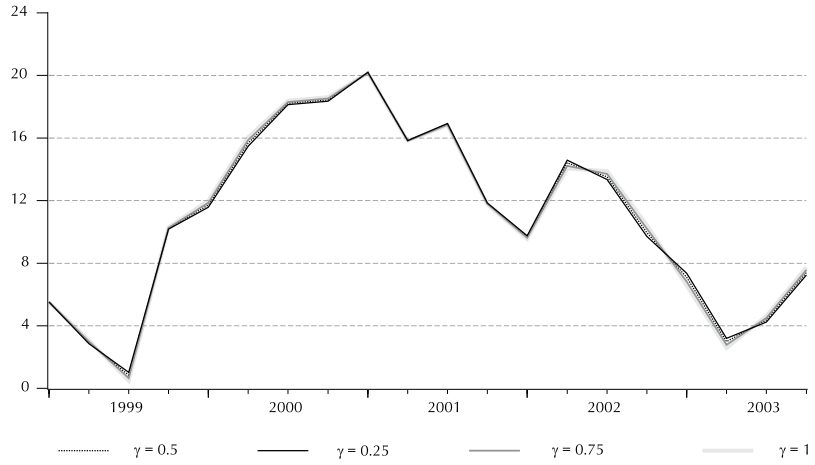
били значително по-високи от реално заплащаните от фирмите и домакинствата лихвени проценти.

Както вече бе казано, не съществува единно мнение за размера на коефициента γ, който отразява реакцията на лихвения процент по отношение отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище. На графика 6 представяме оценката на лихвения процент, давайки на γ стойности съответно 0.25, 0.5, 0.75 и 1. Получените резултати показват, че лихвеният процент, оценен от правилото на Тейлър, не се влияе чувствително от размера на коефициента пред отклонението на текущия реален доход от неговото потенциално равнище.

Графика 7

ОЦЕНЕН ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ С РАЗЛИЧНИ НИВА НА γ

(%)



Получената от правилото на Тейлър оценка показва в какви граници би се колебал номиналният лихвен процент, контролиран от централната банка, ако тя следваше стратегия на инфлационно таргетиране. Емпиричната литература показва, че историческите промени на лихвения процент са по-плавни, с голяма степен на инерция и липса на резки промени за разлика от оценките, получени от правилото на Тейлър[42]. Обяснението за това несъответствие е стремежът на централните банки да изглаждат динамиката на лихвените проценти. Литературата предлага три обяснения защо цен-

[42] Вж. *Cobham* (2003); *Rudebusch* (2001); *Sack* (2000) и *Sack & Wieland* (2000).

тралната банка се ангажира с изглаждане динамиката на лихвения процент: първо, колебливостта на лихвените проценти води до нестабилност в икономиката, която централната банка се стреми да минимизира; второ, постепенната реакция на централната банка на новата информация за развитието на икономиката води до по-добри резултати, когато съществува несигурност за параметрите на използвания модел или за структурата на самия модел[43]; трето, шоковете в икономиката, на които централната банка реагира чрез промяна на лихвения процент, са серийно корелирани.

Изглаждането на лихвените проценти дава и по-голяма ефективност на паричната политика. Променяйки краткосрочните лихвени проценти постепенно и последователно (т. е. изглаждайки динамиката им) централната банка индуцира устойчиви промени и в дългосрочните лихвени проценти, което от своя страна ѝ дава по-голямо влияние върху инфлацията и отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище. Този аргумент се основава на допускането, че дългосрочните лихвени проценти играят важна роля в процеса на трансмитиране на паричната политика, като постепенните и последователни промени на краткосрочните лихвени проценти влияят върху дългосрочните чрез срочната структура[44].

Оценяваме правилото на Тейлър, допускайки, че централната банка изглажда динамиката на лихвените проценти. При това допускане оценяваното от нас правило ще има следния вид:

$$(8) \qquad i_t = (1-\rho)\left[(4.5+5)+1.5(\pi_{t-1}-5)+0.5\left(y_{t-1}-y^*_{t-1}\right)\right]+\rho * i_{t-1},$$

където ρ представлява степента на изглаждане динамиката на лихвения процент от страна на централната банка. Ако ρ е нула, не съществува изглаждане на лихвения процент.

Степента на изглаждане се определя от това, каква степен на несигурност съществува по отношение структурата на модела на икономиката на страната, стабилността на коефициентите и корелацията между шоковете, които засягат икономиката на страната. Практически не можем да оценим коефициента на изглаждане от исторически данни за България, което налага използване на стойности, получени от оценки в емпиричната литература[45]. Същест-

[43] Вж. *Martin & Salmon* (1999).

[44] Вж. *Goodfriend* (1991) за връзката между изглаждането на лихвените проценти и ефективността на паричната политика.

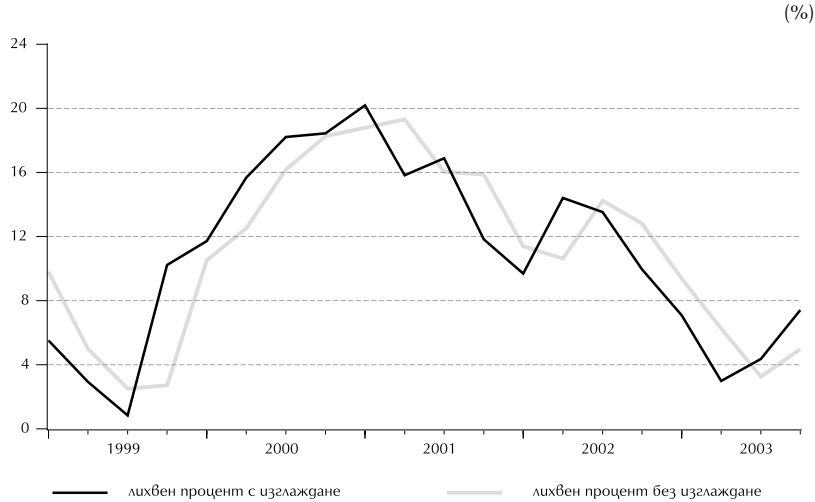
[45] *Clarida et al.* (1998) оценяват функцията на реакция на централните банки на редица страни, показвайки, че коефициентът пред лаговата стойност на лихвения процент е относително висок, което е доказателство за наличието на изглаждане на лихвения процент.

вуващите оценки на коефициента на изглаждане (ρ) са между 0.75 и 0.82. Имайки предвид периода, за който оценяваме правилото на Тейлър за България, можем да допуснем по-висок коефициент на изглаждане поради съществуващата висока степен на несигурност за структурата на икономиката и природата на шоковете, на които бе подложена през разглеждания от нас период[46]. На графика 7 представяме лихвения процент, получен от правилото на Тейлър, без наличието на изглаждане на лихвения процент и с коефициент на изглаждане (ρ) от 0.8.

Резултатите показват, че при наличието на изглаждане на лихвените проценти от страна на централната банка, с относително висок коефициент на изглаждане (ρ = 0.8), колебливостта на лихвения процент би намаляла с 5%[47]. По-значимият ефект е изместването с едно тримесечие на реакцията на лихвения процент спрямо отклонението на инфлацията от инфлационната цел и на текущия реален доход от потенциалното му равнище поради високото тегло на лихвения процент в предходния период.

Графика 8

ОЦЕНЕН ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ ПРИ НАЛИЧИЕ И ЛИПСА НА ИЗГЛАЖДАНЕ



[46] Разглежданият период от 1999 г. до 2003 г. бе съпроводен с най-големите промени в структурата на икономиката от началото на прехода и с най-високата степен на несигурност в световната икономика.

[47] Стандартното отклонение на лихвения процент би намаляло от 5.8% на 5.5%.

Оценка на правилото на Маккалъм

При оценката на правилото на Маккалъм се нуждаем от формулиране на инфлационната цел на централната банка и оценка за дългосрочния темп на нарастване на реалния доход.

И тук, както и при оценката на правилото на Тейлър, работим с имплицитна инфлационна цел на БНБ от 5%. Дългосрочният темп на нарастване на потенциалния продукт получаваме от оценката на линеен и HP филтър тренд на реалния доход. Използваме оценката на дългосрочния темп на нарастване на потенциалния продукт в реално време, т. е. той не е константен във времето. Това означава, че работим с оценка на дългосрочния темп на нарастване на реалния продукт, която би била на разположение на централната банка в момента на вземане решение за темпа на нарастване на резервните пари.

При изчисление на промяната в скоростта на резервните пари работим с плъзгаща се средна от четири тримесечия, за да получим оценка на средносрочната промяна в скоростта на парите[48]. В оригиналния вариант на правилото Маккалъм работи с плъзгаща се средна от 16 тримесечия. Поради краткия период, който разглеждаме, не бихме могли да работим с плъзгаща се средна от 16 тримесечия, тъй като ще трябва да използваме данни от 1997 г. и периода преди тази година, когато имаме много нестабилна макроикономическа среда и коренно различен режим на парична политика.

Параметризация на правилото на Маккалъм

Един е параметърът в правилото на Маккалъм, който трябва да бъде определен предварително: агресивността, с която темпът на нарастване на резервните пари, използван от централната банка като оперативен инструмент на паричната ѝ политика, реагира на отклонението на текущия темп на нарастване на номиналния БВП от таргетирания темп на нарастване. МакКалъм фиксира този параметъра на $\delta = 0.5$. Тъй като в литературата няма единно мнение за нивото на коефициента, правим оценка на правилото на Маккалъм и със стойности на δ от 0.25 и 0.75[49]. Това ни дава възможност и да оценим колко са устойчиви (robust) резултатите при промени в коефициента δ.

[48] Bank of England също оценява правилото на Маккалъм, използвайки при определянето на промяната в скоростта на резервните пари четиримесечна плъзгаща се средна. Вж. *Nikolov* (2002) за подробно представяне на паричните правила, използвани в Bank of England.

[49] Вж. *Nikolov* (2002).

Както вече бе отбелязано, таргетираният темп на нарастване на номиналния БВП (Δx^*) може да бъде представен като съставен от таргетираното ниво на инфлацията (π^*) и дългосрочния темп на нарастване на реалния доход (Δy^*). Наличието на един параметър на реакция означава, че централната банка реагира с еднаква сила на отклоненията на инфлацията от инфлационната цел и на текущия темп на нарастване на номиналния БВП от таргетирания темп на нарастване.

Резултати

Въз основа на казаното в тази част оценяваме правилото на Маккалъм, работейки със следните параметри: инфлационна цел от 5% и коефициент на реакция $\delta = 0.5$. Тъй като в момента на вземане на решение формулиращите паричната политика не разполагат с данните за текущия период, вземаме отклонението на текущия темп на нарастване на номиналния БВП от таргетирания темп на нарастване с един период закъснение (лаг). Оценяваме правилото на Маккалъм в следния вид:

(9) $$\Delta b_t = \Delta x^* - \Delta v_t^a + 0.5\left(\Delta x^* - \Delta x_{t-1}\right).$$

На графика 9 представяме имплицитния темп на нарастване на резервните пари, получен от правилото на Маккалъм и реално реализираните темпове на нарастване.

Резултатите от оценката потвърждават наложеното в теоретичната литература виждане, че в дефлационна среда правилото на Маккалъм е по-ефективно от правилото на Тейлър и, обратно – в нискоинфлационна среда правилото на Тейлър е по-ефективно.

В представена оценка на имплицитните темпове на нарастване на резервните пари, представени на графика 9, се очертават три основни периода, които дават основа за формирането на определени изводи за икономическата политика.

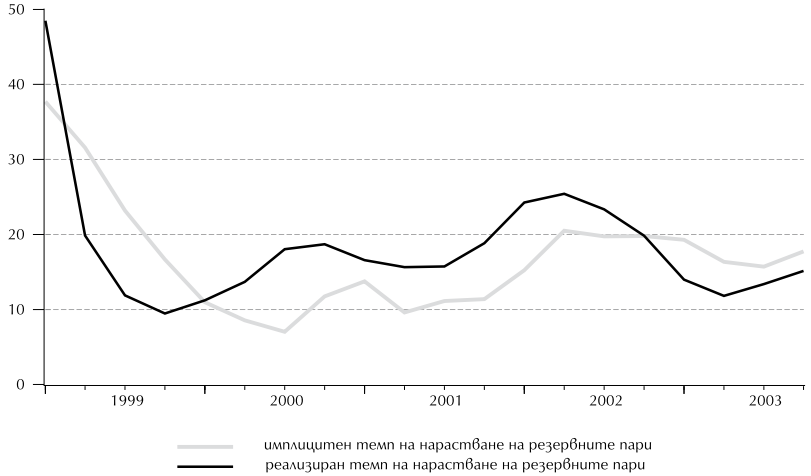
През първия период, обхващащ 1999 г., темповете на нарастване на резервните пари намаляват по-бързо, отколкото ако централната банка следваше правилото на Маккалъм. Както вече бе посочено, през 1999 г. икономиката на страната премина през слаба рецесия, реализирайки за кратък период отрицателни темпове на инфлация (графики 1 и 2). Резултатите и от двете правила, които оценяваме, показват, че през тази година икономиката се е нуждаела от по-разхлабени монетарни условия (изразено чрез по-ниски лихвени проценти или по-високи темпове на нарастване на резервните пари). Съществуващият модел на парична политика, основан на фиксиран ва-

лутен курс и паричен съвет, не би могъл да осигури по-разхлабени монетарни условия. Тези резултати не водят директно до заключението, че провеждането на независима парична политика, основана на правило, различно от съществуващия в момента паричен съвет, би довело до по-добри макроикономически резултати поради следните два аргумента.

Графика 9

ТЕМП НА НАРАСТВАНЕ НА РЕЗЕРВНИТЕ ПАРИ

(%)



На първо място изводът за необходимостта от по-разхлабени монетарни условия през 1999 г. и възможността това да бъде постигнато, следвайки правилото на Тейлър или на Маккалъм, са единствено верни, ако рецесията е породена от циклични фактори, а не от структурни, и ако паричната политика на централната банка, основана на тези правила, е надеждна, т. е. икономическите агенти имат доверие в провежданата политика. С висока степен на сигурност можем да кажем, че и двете условия не са били налице през 1999 г.

Тъй като правилото на Тейлър и на Маккалъм инкорпорират в себе си относително висока степен на дискреция[50], много е малка веро-

[50] В теоретичната литература паричната политика, основана на инфлационно таргетиране, се разглежда като „ограничена дискреция“. С други думи, централната банка има външно зададено ограничение по отношение крайната цел на паричната ѝ политика, като същевременно няма ограничение по отношение на използвания инструмент на парична политика. За подробно представяне вж. *Woodford* (2003).

ятността политиката на централната банка, основана на тези правила да бъде кредибилна две години след дълбоката финансова криза, в която бе изпаднала страната ни през 1997 г. Емпиричният опит показва, че за развити страни, които са преминали през много по-слаба криза, периодът, необходим за установяване на надеждна независима парична политика, е много по-дълъг от две години[51]. Емпиричните тестове за кредибилност на паричната политика се основават на сравнение на очакваната от икономическите агенти инфлация и инфлационната цел на централната банка. Когато инфлационните очаквания конвергират към инфлационната цел на централната банка, се счита, че в икономическите агенти съществува доверие в провежданата парична политика[52]. Тъй като в страната ни не съществува количествена оценка за очакваната от икономическите агенти инфлация, както и експлицитно зададена на централната банка инфлационна цел, е трудно да бъде оценено доверието в паричната политика. Като косвен тест можем да използваме степента на доларизация на депозитите в банковата система (дела на депозитите в чужда валута в общия обем на депозитите в банковата система). На графика 12 в приложението е представена динамиката на тази променлива от края на 1995 г. до края на 2003 г. Данните показват, че след финансовата криза от края на 1996 г. и началото на 1997 г. последващата промяна в режима на парична политика не води до намаляване на степента на доларизация на икономиката[53]. Този резултат може да се разглежда като косвен тест за степента на доверие в паричната политика на централната банка[54].

Както вече бе казано паричната политика не може да влияе върху потенциалния доход, а само може да намали колебанията на текущия реален доход около потенциалното му равнище. Това означава, че ако по-ниските темпове на нарастване на реалния доход през 1999 г. са породени от структурни промени в икономиката, а не от циклични, независимо от следваното правило на парична политика,

[51] За подробно представяне на опита на Великобритания след напускането на Европейския валутен механизъм през 1992 г. и провеждането на независима парична политика, основана на директно таргетиране на инфлацията, виж *King* (1996).

[52] Вж. *King* (2002).

[53] Намаляването на този показател през 2003 г. отразява обезценяването на щатския долар, а не представлява перманентна промяна в предпочитанията на икономическите агенти към спестяване в национална валута.

[54] В теоретичната литература съществуват различни обяснения за запазването на висока степен на доларизация след промяната в режима на парична политика и стабилизация на валутния курс и темповете на инфлация. Бавното възстановяване на доверието в политиката на централната банка е само едно от възможните обяснения на запазване високата степен на доларизация. За подробно представяне вж. *Calvo & Vegh* (1996).

централната банка не би могла да повлияе върху динамиката на БВП и заетостта. Отчитайки провежданата от правителството икономическа политика в периода след въвеждането на паричен съвет в средата на 1997 г., можем с увереност да твърдим, че по-ниските темпове на нарастване на реалния доход през 1999 г. са породени главно от структурни промени в икономиката, а не от циклични фактори[55].

Вторият основен период обхваща времето от началото на 2000 г. до края на 2002 г. През този период темповете на нарастване на резервните пари са по-високи от имплицитните темпове на нарастване, получени от оценяване правилото на Маккалъм. Двете серии са силно корелирани (0.75), т. е. цикличните фактори оказват еднакво влияние както върху реално реализираните темпове на нарастване на резервните пари, така и на имплицитната оценка, получена от правилото на Маккалъм. Същевременно реално реализираните темпове на нарастване на резервните пари през целия период са по-високи от получената имплицитна оценка. Средно за целия период реално реализираните темпове на нарастване на резервните пари са с 48% по-високи от имплицитните темпове на нарастване, ако централната банка бе следвала правилото на Маккалъм.

През третия период, обхващащ 2003 г., темповете на нарастване на резервните пари са по-бавни, отколкото ако централната банка би следвала правилото на Маккалъм. С други думи, ако централната банка следваше дискреционна парична политика, основана на това правило, темповете на нарастване на резервните пари през 2003 г. би трябвало да са по-високи от реално реализираните. Този резултат, който е силно контраинтуитивен, отчитайки динамиката на кредитната активност през тази година (вж. графика 13 в приложението), се определя от спад в темпа на инфлация под имплицитната инфлационна цел и реализацията на темп на нарастване на реалния доход, който е по-нисък от дългосрочния (вж. графики 1 и 2).

Този резултат отразява основната слабост на правилото на Маккалъм, поради което то е подходящо за прилагане в икономики, които се намират в дефлация. Това правило е основано на две допус-

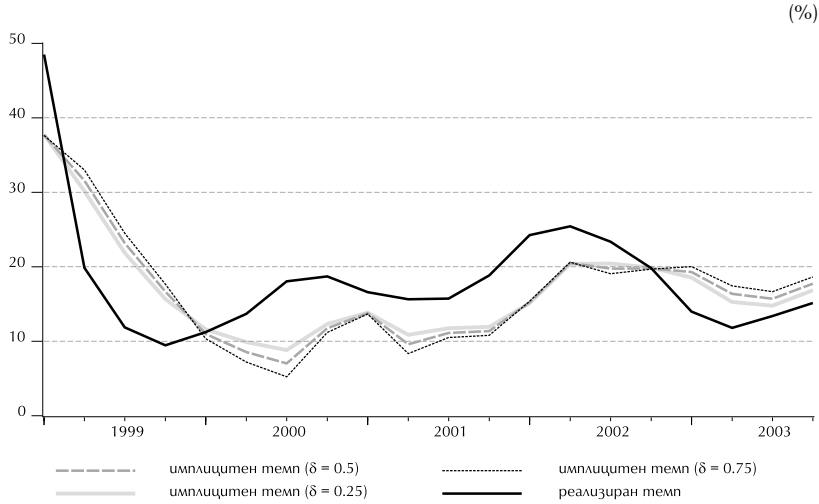
[55] През 1999 г. съгласно закона за финансовото оздравяване на държавните предприятия и правилника за неговото прилагане 71 държавни фирми в тежко финансово състояние трябваше да бъдат приватизирани или ликвидирани. Като резултат по-голямата част от тях бяха приватизирани, а 11 ликвидирани. През 1999 г. са приватизирани 20% от държавната собственост, като частните собственици в голямата част от случаите предприемат незабавни мерки за повишаване производителността на труда и ефективността. През тази година безработицата нарасна от 12.9 % в началото на годината до 16% в края.

кания. Първо, че чрез контрола на резервните пари се осъществява и контрол на паричното предлагане, т. е. има стабилна връзка между двете променливи. Второ, че съществува стабилна връзка между нарастването на широките пари и темповете на инфлация.

Данните за разглеждания от нас период показват, че такава стабилна връзка между темповете на нарастване на резервните пари, широките пари и инфлацията съществува (графика 14 от приложението)[56]. Въпреки това правилото на Маккалъм предписва много високи темпове на нарастване на резервните пари, тъй като то не отчита възможното преструктуриране на балансите на търговските банки. Такова преструктуриране на балансите на търговските банки започна в средата на 2001 г., изразяващо се в замяна на външни с вътрешни активи (графика 15 от приложението). Този процес няма да бъде отчетен от правилото на Маккалъм, докато той не се отрази в темповете на инфлация и на растеж на дохода над потенциалното му ниво.

Графика 10

ОЦЕНЕН ТЕМП НА НАРАСТВАМЕ НА РЕЗЕРВНИТЕ ПАРИ С РАЗЛИЧНИ НИВА НА δ



[56] Тази връзка е временно разрушена в средата на 2000 г. вследствие намаляване от централната банка на минималните задължителни резерви от 11% на 8% от депозитната база.

Както бе отбелязано, в литературата няма единно мнение за нивото на коефициента на реакция δ. За да отразим в анализа си тази несигурност по отношение нивото на дадения параметър, правим оценка на правилото на Маккалъм и със стойности на δ от 0.25 и 0.75[57]. Това ни дава възможност и да оценим колко са устойчиви резултатите (robust) при промени в коефициента δ. На графика 10 представяме реализираните темпове на нарастване на резервните пари и имплицитните темпове на нарастване, получени от оценката на правилото на Маккалъм със стойности на параметъра δ от 0.25, 0.50 и 0.75.

Полученият резултат показва, че оценката на имплицитните темпове на нарастване на резервните пари са слабо чувствителни по отношение промяната в допускането за нивото на коефициента на реакция δ. Изводите от направения анализ на правилото на Маккалъм не биха се променили, ако в оценката бе използвано ниво на параметъра δ в диапазона от 0.25 до 0.75, който е най-често използваният в теоретичната и емпиричната литература.

4. ИЗВОДИ

През 90-те години на XX век в теорията и практиката на паричната политика се наложи виждането, че основната ѝ цел е постигането на ценова стабилност при ограничаване колебанията на реалния доход около неговото потенциално равнище. Паричната политика не може да влияе върху потенциалния доход, а само в краткосрочен период да намали колебанията на текущия реален доход около потенциалното му равнище. С други думи – влиянието на паричната политика върху потенциалния продукт се проявява по косвен път чрез постигането на ниски и стабилни темпове на инфлация, което намалява несигурността в икономиката и колебливостта на лихвените проценти и икономическата активност.

Чрез въвеждането на паричен съвет в средата на 1997 г. България практически се отказа от провеждането на независима парична политика, както и от възможността да използва тази политика за неутрализация на шоковете върху икономиката, т. е. за стабилизация на реалния БВП около потенциалното му равнище. По този начин страната ни доброволно се лиши от възможността да използва теоретично съществуващата стабилизационна роля на паричната политика. Естествено възниква въпросът, в каква степен стабили-

[57] Вж. *Nikolov* (2002).

зационната роля на паричната политика е могла да бъде използвана и каква е цената за икономиката от липсата на независима парична политика.

Тази статия, основавайки се на няколко допускания, прави опит да отговори на въпроса, дали запазването на независимата парична политика би дало по-голяма гъвкавост на икономическата политика за реакция на негативните шокове, които засягат икономиката ни през шестте години на паричен съвет. Анализът се свежда до сравнение на монетарните условия при действието на паричния съвет с монетарните условия, които биха съществували в икономиката, ако централната банка имаше независима парична политика, основана на някакво парично правило. Монетарните условия в икономиката представяме с нивото на номиналните лихвени проценти в икономиката и темповете на нарастване на паричното предлагане. Паричните правила, които се оценяват, за да се изведат имплицитните лихвени проценти и темпове на нарастване на резервните пари, ако централната банка следваше независима парична политика, са съответно правилото на Тейлър и на Маккалъм.

Резултатите ясно показват, че за целия период, за който оценяваме правилото на Тейлър, лихвените равнища в икономиката са по-ниски, отколкото биха били, ако централната банка следваше самостоятелна парична политика и използваше краткосрочния номинален лихвен процент като оперативен инструмент на тази политика. Изключение правят само първото и второто тримесечия на 1999 г. и второто тримесечие на 2003 г. В тези тримесечия инфлацията бе отрицателна, като за двете тримесечия на 1999 г. темпът на нарастване на реалния доход бе под дългосрочното равновесно равнище.

Можем да очертаем три основни периода при оценените от правилото на Маккалъм имплицитни темпове на нарастване на резервните пари. През първия период, обхващащ 1999 г., темповете на нарастване на резервните пари намаляват по-бързо, отколкото ако централната банка би следвала правилото на Маккалъм. Вторият период обхваща времето от началото на 2000 г. до края на 2002 г. Тогава темповете на нарастване на резервните пари са по-високи от имплицитните темпове на нарастване, получени от оценяване правилото на Маккалъм. През третия период, обхващащ 2003 г., темповете на нарастване на резервните пари са по-бавни, отколкото ако централната банка би следвала правилото на Маккалъм.

Резултатът от правилото на Маккалъм за 2003 г. изразява до голяма степен несъвършенството на това правило в случаите, когато протича преструктуриране на балансите на търговските банки. Такъв процес на преструктуриране не може да бъде отразен в имплицитните темпове на нарастване на резервните пари, докато той не се пренесе в темповете на инфлация и на растеж на дохода над потенциалното му ниво. По този начин правилото предписва по-високи темпове на нарастване на резервните пари в период, когато кредитът за частния сектор расте средногодишно с 47%.

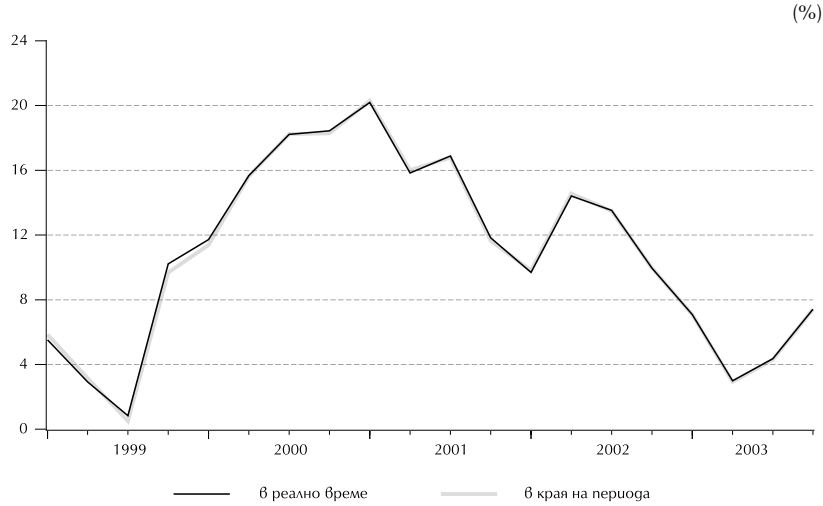
Резултатите от оценката и на двете правила показват, че през 1999 г. съществуването на независима парична политика би дало възможност за по-гъвкава реакция на паричната политика на кратката рецесия, в която бе навлязла икономиката на страната. Този извод обаче е единствено верен, ако рецесията бе породена от циклични, а не от структурни фактори, и ако паричната политика на централната банка, основана на тези правила, би била кредибилна, т. е. икономическите агенти имат доверие в провежданата политика. Данните и знанието ни за развитието на икономиката през тази година показват, че и двете условия не са били налице. С други думи – теоретично съществуващата гъвкавост, която би дала независимата парична политика, не би могла да бъде реализирана на практика, поради факта, че отклонението на текущия реален БВП от потенциалното му равнище е вследствие структурни промени в икономиката и невъзможността за период, по-малък от две години, централната банка да изгради независима парична политика, която да се ползва с доверието на икономическите агенти.

Изводите от този анализ ни позволява с висока степен на увереност да твърдим, че паричният съвет е *„the only game in town“*.

5. ПРИЛОЖЕНИЕ

Графика 11

ЧУВСТВИТЕЛНОСТ НА ОЦЕНКАТА НА ПРАВИЛОТО НА ТЕЙЛЪР ПО ОТНОШЕНИЕ ДЕФИНИЦИЯТА НА ПОТЕНЦИАЛНИЯ ПРОДУКТ



Резултатите от правилото на Тейлър служат за основа на провеждащите паричната политика при вземане на решения, поради което използваме оценката на отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище в реално време. В това приложение оценяваме правилото на Тейлър с оценка на отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, основано на *ex post* данни (в края на разглеждания от нас период) за реалния доход. Това дава възможност да определим доколко е чувствителен полученият резултат по отношение оценката на потенциалния продукт. Полученият резултат показва, че оценката на имплицитния лихвен процент е слабо чувствителна по отношение използваната оценка на потенциалния продукт. Изводите от направения анализ на правилото на Тейлър не биха се променили, ако в оценката бе използвана оценка на отклонението на текущия реален доход от потенциалното му равнище, основана на *ex post* данни.

Графика 12

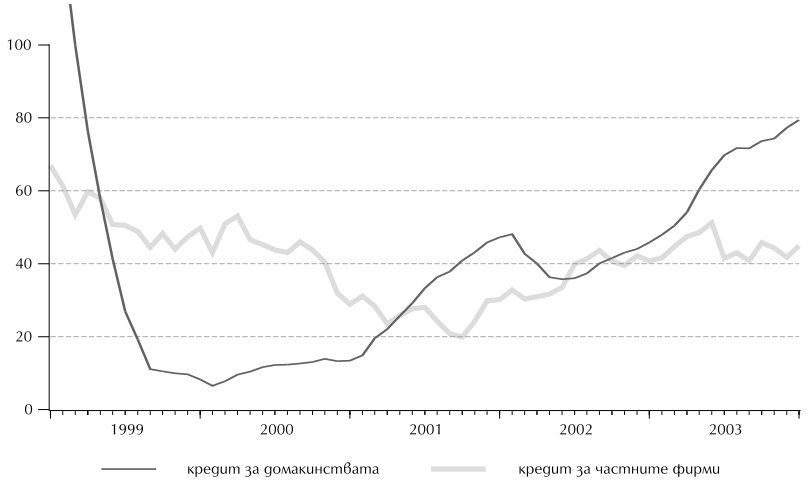
СТЕПЕН НА ДОЛАРИЗАЦИЯ НА ДЕПОЗИТИТЕ В БАНКОВАТА СИСТЕМА

(%)

Графика 13

ГОДИШЕН ТЕМП НА НАРАСТВАНЕ НА КРЕДИТА ЗА ЧАСТНИЯ СЕКТОР

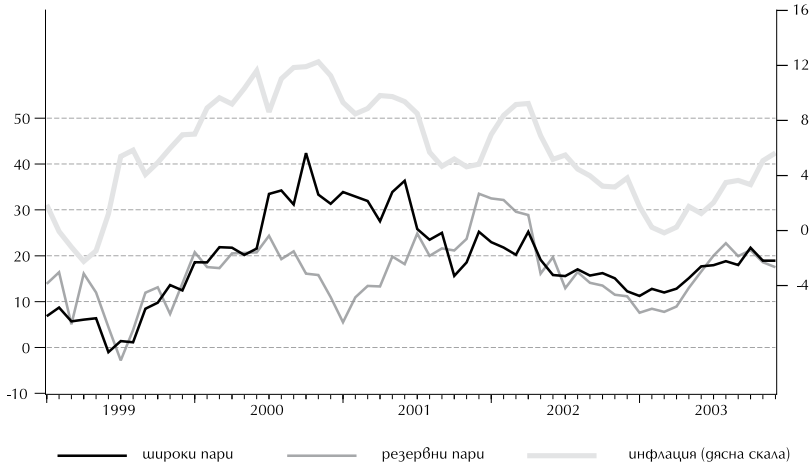
(%)



Графика 14

ГОДИШЕН ТЕМП НА НАРАСТВАНЕ НА РЕЗЕРВНИТЕ, ШИРОКИТЕ ПАРИ И ИНДЕКСА НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ

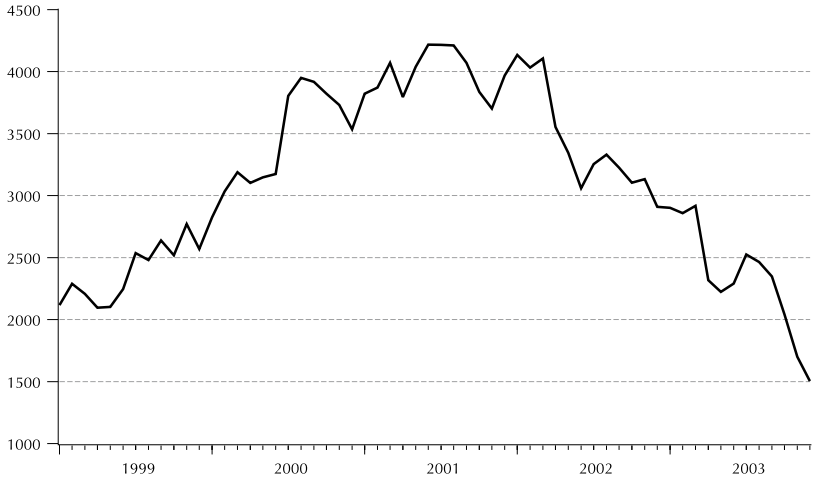
(%)



Графика 15

НЕТНИ ВЪНШНИ АКТИВИ НА БАНКОВАТА СИСТЕМА

(млн. лв.)



Библиография

Allsopp, C., A. Glyn (1999) The assessment: real interest rates, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 15, No. 2, pp. 1–16.

Archer, D. (2003) Are the policy rules proposed in the literature good enough for practical use?, Presented at *Workshop on The Role of Monetary Policy Rules in Inflation Targeting Regimes – Theory Meets Practice*, Norges Bank, Oslo, May 5–6, 2003.

Archibald, J., L. Hunter (2001) What is the neutral real interest rate, and how can we use it?, *Reserve Bank of New Zealand Bulletin,* Vol. 64, No. 3, pp. 15–28.

Ball, L. (1999a) Policy rules for open economies, *Monetary Policy Rules*, Ed. J. Taylor, pp.127–154, The University of Chicago Press.

Ball, L. (1999b) Efficient rules for monetary policy, *International Finance* 2, No. 1, pp. 63–83.

Calvo, G., C. Vegh (1996) From Currency Sustitution to Dollarization and Beyond: Analytical and Policy Issues, G. Calvo, Money, Exhange Rates, and Output, *Cambridge, Massachusetts: MIT Press*, 1996.

Chadha, J., N. Dimsdale (1999) A long view of real interest rates, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 15, No. 2, pp. 17–45.

Clarida, R., J. Gali, M. Gertler (1998) Monetary policy rules in practice. Some international evidence, *European Economic Review* 42, pp. 1033–1067.

Claus, I., P. Conway, A. Scott (2000) The output gap: measurement, comparisons and assessment, *Reserve Bank of New Zealand Research Paper* No. 44.

Cobham, D. (2003) Why does the Monetary Policy Committee smooth interest rates?, *Oxford Economic Papers*, Vol. 55, pp. 467–493.

Cote, D., J. Kuszczak, J. P. Lam, Y. Liu, P. St-Amant (2002) The performance and robustness of simple monetary policy rules in models of the Canadian economy, *Bank of Canada Technical Report* No. 92.

DeBrouwer, G. (1998) Estimating output gaps, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 9809.

DeGrauwe, P. (2002) Challenges for monetary policy in Euroland, *Journal of Common Market Studies*, Vol. 40, No. 4, pp. 693–718.

Domenech, R., M. Ledo, D. Taguas (2002) Some new results on interest rate rules in EMU and in the USA, *Journal of Economics and Business* 54, pp. 431–446.

Dwyer, J., R. Lam (1994) Explaining import price inflation: a recent history of second stage pass-through, *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 9407.

Egert, B. (2002) Investigating the Balassa–Samuelson hypothesis in the transition. Do we understand what we see?, A panel study, *Economics of Transition*, Vol. 10, No. 2, pp. 273–309.

Eichengreen, B., C. Wyplosz (1993) The unstable EMS, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 51–124.

European Central Bank (2001) The monetary policy of the ECB, *European Central Bank*, Frankfurt, 2001.

European Central Bank (2004) The monetary policy of the ECB, Second Edition, *European Central Bank*, Frankfurt, 2004.

Fischer, S. (2001) Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 2, Spring 2001, pp. 3–24.

Gali, J. (2002) Monetary policy in the early years of EMU, Paper prepared for the conference on *The Functioning of EMU: Challenges of the Early Years*, organized by European Commission, Brussels, 21–22 March 2001.

Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare, P. Van den Noord (1995) Potential output, output gaps and structural budget balances, *OECD Economic Studies* No. 24, pp. 167–209.

Goodfriend, M. (1991) Interest rates and the conduct of monetary policy, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7–30.

Goodfriend, M. (2002) Monetary policy in the new neoclassical synthesis: a primer, *International Finance*, Vol.5, No. 2, pp. 165–191.

Goodhart, C. (1994) What should central banks do? What should be their macroeconomic objectives and operations?, *Economic Journal*, No. 104, pp. 1424–1436.

Goodhart, C. (1999) Central bankers and uncertainty, *Bank of England Quarterly Bulletin*, February 1999, pp. 102–121.

Greenspan, A. (1996) Opening remarks, Achieving Price Stability, pp. 1–6, *Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium Proceeding*, 1996.

Hristov, K., M. Zaimov (2003) Shadowing the euro: Bulgaria's monetary policy five years on, *BIS Papers* No. 17, pp. 61–78.

Jonung, L. (1979) Knut Wicksell's norm of price stabilization and Swedish monetary policy in the 1930's, *Journal of Monetary Economics* 5, pp. 459–496.

King, M. (1996) How should central bank reduce inflation? – Conceptual issues, Achieving Price Stability, *FRB of Kansas City Symposium Proceedings*, pp. 53–92.

King, M. (2002) No money, no inflation – the role of money in the economy, *Bank of England Quarterly Bulletin*, February 1999, pp. 162–177.

King, M. (2002) The inflation target ten years on, *Speech delivered to the London School of Economics*, Tuesday 19 November 2002.

Kozicki, S. (1999) How useful are Taylor rules for monetary policy?, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter, pp. 5–33.

Laubach, T., J. Williams (2003) Measuring the natural rate of interest, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, No. 4, pp. 1063–1070.

Leiderman, L., G. Bufman (2000) Inflation targeting under a crawling band exchange rate regime: lessons from Israel, *Inflation Targeting in Practice. Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*, Eds. M. Blejer, A. Ize, A. Leone, S. Werlang, pp. 70–79, International Monetary Fund.

Levin, A., V. Wieland, J. Williams (2001) The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty, Board of Governors of the Federal Reserve System, *Finance and Economics Discussion Series*, 2001–39.

Mankikar, A., J. Paisley (2002) What do measures of core inflation really tell us?, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter 2002, pp. 373–383.

Martin, B., C. Salmon (1999) Should uncertain monetary policy-makers do less?, *Bank of England Working Paper* No. 99.

McCallum, B. (1988) Robustness properties of a rule for monetary policy, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, pp. 173–204.

McCallum, B. (1990) Could a monetary base rule have prevented the Great Depression?, *Journal of Monetary Economics* 26, pp. 3–26.

Meltzer, A. (1987) Limits of short-run stabilization policy, *Economic Inquiry*, Vol. 25, pp. 1–13.

Meyer, L. (2002) Rules and discretion, *Remarks at the Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University*, Nashville, Tennessee, January 16, 2002.

Mohanty, M., M. Klau (2004) Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence, *BIS Working Papers* No. 149.

Monetary Trends, Federal Reserve Bank of St. Louis, December 2002, www.stlouisfed.org.

Morande, F., K. Schmidt-Hebbel (2000) Monetary policy and inflation targeting in Chile, *Inflation Targeting in Practice. Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*, Eds. M. Blejer, A. Ize, A. Leone and S. Werlang, p. 60–69, International Monetary Fund.

Nelson, E. (2003) The future of monetary aggregates in monetary policy analysis, *Journal of Monetary Economics* 50, pp. 1029–1059.

Nikolov, K. (2002) Monetary policy rules at the Bank of England, Paper presented at ECB's workshop *The Role of Policy Rules in the Conduct of Monetary Policy*, ECB Frankfurt, March 11–12, 2002.

Orphanides, A. (2001) Monetary policy rules based on real-time data, *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, pp. 964–985.

Orphanides, A. (2003) Historical monetary policy analysis and the Taylor rule, *Journal of Monetary Economics* 50, pp. 983–1022.

Orphanides, A., S. Van Norden (2002) The unreliability of output-gap estimates in real time, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXXIV, No. 4, pp. 569–583.

Orphanides, A., R. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow, F. Finan (2000) Errors in the measurement of the output gap and the design of monetary policy, *Journal of Economics and Business* 52, pp. 117–141.

Persson, T., G. Tabellini (1993) Designing institutions for monetary stability, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 53–84.

Plantier, C., D. Scrimgeour (2002) Estimating a Taylor rule for New Zealand with a time-varying neutral real rate, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* DP 2002/06.

Razzak, W. A. (2003) Is the Taylor rule really different from the McCallum rule?, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 21, No. 4, pp. 445–457.

Rudebusch, G. (2001) Is the FED too timid? Monetary policy in an uncertain world, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXXIII, No. 2, pp. 203–217.

Rudebusch, G. (2002) Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty, *Economic Journal*, No. 112, pp. 402–432.

Rudebusch, G., L. Svensson (2002) Eurosystem monetary targeting: lessons from U. S. data, *European Economic Review* 46, pp. 417–442.

Sack, B., V. Wieland (2000) Interest rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence, *Journal of Economics and Business* 52, pp. 205–228.

Sack, B. (2000) Does the FED act gradually? A VAR analysis, *Journal of Monetary Economics* 46, pp. 229–256.

Stuart, A. (1996) Simple monetary policy rules, *Bank of England Quarterly Bulletin*, August 1996, pp. 281–287.

Svensson, L. (1999) Monetary policy issues for the Eurosystem, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 51, pp. 79–136.

Svensson, L. (2000) Open-economy inflation targeting, *Journal of International Economics* 50, pp. 155–183.

Svensson, L. (2001) Independent review of the operation of monetary policy, *New Zealand: Report to the Minister of Finance*, www.rbnz.govt.nz.

Svensson, L. (2002) A reform of the Eurosystem's monetary policy strategy is increasingly urgent, *Briefing paper for the Committee on Economic and Monetary Affairs*, European Parliament.

Svensson, L. (2003) What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules, *Journal of Economic Literature*, Vol. XLI, pp. 426–477.

Taylor, J. (1993) Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195–214.

Taylor, J. (1995) Monetary policy implications of greater fiscal discipline, *Budget Deficits and Debt: Issues and Options. A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, Jackson Hole, August 1995, pp.151–170.

Taylor, J. (1999) The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank, *Journal of Monetary Economics* 43, pp. 655–679.

Taylor, J. (2000) The monetary transmission mechanism and the evaluation of monetary policy rules, *Central Bank of Chile Working Papers* No. 87.

Taylor, J. (2001) The role of the exchange rate in monetary policy rules, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 263–267.

Wicksell, K. (1907) The influence of the rate of interest on prices, *The Economic Journal*, Vol. 17, Issue 66, pp. 213–220.

Wicksell, K. (1898) Interest and Prices, English translation by R. F. Kahn, London: Macmillan, for the Royal Economic Society, 1936, Reprinted *New York: Augustus M. Kelley*, 1962.

Woodford, M. (2003) Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, *Princeton University Press*.

Чукалев, Г. (2002) Ефектът Balassa–Samuelson в България, БНБ, *Дискусионни материали*, DP/24/2002.

DP/41/2004

The Relationship between Real Convergence and the Real Exchange Rate: the Case of Bulgaria

Mariella Nenova

Abstract. The paper argues that there is a strong relationship between the undergoing economic restructuring of the candidate countries, the propagation of a successful catching-up process and the monetary policy stance.

The monetary policy can play an important role in the process of real restructuring: stimulating or hampering it. A restrictive monetary policy imposes strong pressure on the real and the banking sector to restructure and to develop abilities to flexibly respond to shocks. On the contrary, expansionary monetary policy shelters old and inefficient structures sacrificing the prospects for future growth and catching-up.

The paper further argues that assessments of the real exchange rate appreciation under a fixed exchange rate regime in the candidate countries overstate the potential problem: its negative impact on competitiveness. Extrapolations of economic trends and relations, specific for the transition period, far into the future may give wrong and misleading signals to the economic policy makers. It is necessary to resort to a set of indicators in order to assess rightly the exact situation in a specific country. The paper takes the example of Bulgaria to support its main arguments.

Резюме. Статията твърди, че съществува силна зависимост между протичащото икономическо преструктуриране в държавите – кандидатки за членство в Европейския съюз, успешното реализиране на процеса на догонване и състоянието на паричната политика.

Паричната политика може да играе важна роля в процеса на реалното преструктуриране, като го стимулира или спъва. Рестриктивна парична политика ще оказва силен натиск за преструктуриране на реалния и банковия сектор и за изграждане на способности за гъвкаво реагиране на икономиката при шокове. И обратно, една експанзионистична парична политика опазва старите и неефективни структури, жертвайки перспективите за бъдещ растеж и догонване.

По-нататък изследването показва, че оценките на поскъпването на валутния курс при режим на фиксиран валутен курс в страните кандидатки преувеличават потенциалния проблем – негативното му влияние върху конкурентоспособността. Екстраполирането на икономическите тенденции и зависимости, специфични за периода на преход към пазарна икономика, може да даде погрешни и объркващи сигнали на управляващите за възможното бъдещо развитие на икономиката при вземане на решения за икономическата политика днес. Необходимо е да се прибегне към набор от индикатори, за да се оцени конкретната ситуация в отделно взета страна.В подкрепа на основните си доводи статията се основава на примера на България.

Contents

I. Introduction . . . . . .
II. A Sensitivity to Exchange Rate Fluctuations:
the Experience of 1991–1997 . . . . . .
III. The Currency Board Arrangement . . . . . .
IV. The Importance of Macroeconomic Stability
for Growth . . . . . .
V. Real Exchange Rate Appreciation: The Impact
on Competitiveness . . . . . .
VI. Conclusions . . . . . .
References . . . . . .

* *A preliminary draft of the paper was presented at the Workshop on EXCHANGE RATE ISSUES IN THE ACCESSION COUNTRIES, 21 October 2002, ECB – Frankfurt.*

Mariella Nenova, Ph.D., head of Economic Research and Projections Directorate at the Bulgarian National Bank, Nenova@bnbank.org

I am grateful to Iliyan Georgiev (European University Institute, Florence) who provided the econometric analysis referred to in the paper and helped in the interpretation, to Tzvetan Tzalinski (expert, BNB) who gave me helpful insights about restructuring in industry, to Mincho Karavastev (head of division, AEAF) who helped me with information about the real effective exchange rate, to Andrey Vassilev (head of division, BNB) with whom I discussed the possible outcomes of changes in the exchange rate regimes. I thank Mr. James Roaf, the resident representative of the IMF, for his valuable comments presented at the First Annual Conference of the Bulgarian Macroeconomic Assosiation (27 February 2004).

I. Introduction

Twelve years the ex-communist countries have been reforming their economies and establish the principles and rules of the functioning market. Some of them, like Hungary and Poland, have started the restructuring long before the collapse of the socialist system, but still they undergo the painful transformation of economic structures and behavior. All countries in transition suffered from relatively high inflation (even hyperinflation), a significant drop of output and growing unemployment. The collapse of the COMECON market disrupted the established trade and production relations, reinforcing the welfare loss caused by transition itself. In most of the past years the countries struggled to catch up with the output level of the pretransition period. The economic developments in the transition economies of the last twelve years demonstrate the importance of a reasonable (in its essence restrictive) macroeconomic policy for economic recovery and implementation of structural changes in the economy.

Why are structural changes so important for the transition countries? In brief, the fundamental factors, triggering off the collapse of the communist system, have been the continuous loss of efficiency and growing imbalances due to lack of motivation to innovate. The structure of economic sectors and interrelations between them became obsolete, reducing the potential for future growth. During the transition period the countries had to overcome the primary imbalances and to create an overall environment for enhancing economic efficiency, in particular, competitiveness. It is obvious that an economic structure dominated by old-fashioned technologies, low value added and low quality products cannot propagate a successful catching-up process. So, deep structural changes leading to a different, more efficient and more productive economy are necessary to nurture the catching-up process.

Economic restructuring is not straightforward and easy to implement because of the very strong resistance of inertia and corporate interests. The existing enterprises, all of them state-owned at the beginning of transition, try to survive and being quite powerful they guide the economic policy mix. However, the problem cannot be confined just to transition economies; it is widely spread in almost all developing countries.

The monetary policy can play an important role in the process of real restructuring: stimulating or hampering it. If the economic policy aims to alleviate the burden of structural reforms by creating excess liquidity in the system and the monetary policy is accommodative, a high inflationary is created. Loss makers are able to survive, while new comers suffer a very high initial cost and may not enter the market. The necessary adjustment of relative prices

cannot be accomplished. The accommodative monetary policy counteracts the forces of competition and shelters inefficiency.

The central bank may inject liquidity and run an accommodative monetary policy by two basic channels: financing a budget deficit or refinancing commercial banks. The budget deficit is created either because firms do not pay or are not forced to pay taxes, or because the budget finances directly their losses.[1] The second channel is through commercial banks – they try to keep loss makers alive, hoping that one day they will become able to repay their debts and the central bank refinances unconditionally the commercial banks. Behind that vicious circle a misguided economic policy and central bank subordination to government hide.

Ultimately, following the accommodative monetary policy scenario, a high inflation, sometimes bursting into open hyperinflation, reduces the real wealth and most often initiates a process of dollarization and substantial squeeze of monetary base. From one moment on, the monetary policy becomes incapable to support the expansionary economic policy.

It is easy to say that in periods of deep structural transformation money demand function is difficult to assess and hence the deficiencies of money supply management. However, the economic history of high inflationary countries provides evidence that loose monetary policy has been used in most cases to alleviate the burden of real restructuring. After a period (usually not very long) of persistent misuse of the central bank, the countries have to switch from a discretionary monetary policy to strict rules in order to rebuild confidence and reestablish governance. A transparent rule in monetary policy is the peg of the exchange rate which effectively deprives the central bank – and the government from the most flexible economic policy instrument the management of the money supply. Experience again provides evidence that there are ways to circumvent the rules and undermine the fixed exchange rate. The losses caused by such type of economic policy may be much more disastrous than the impact of a similar economic policy under a flexible exchange rate and active monetary policy.

An extreme case of a fixed exchange rate is the currency board arrangement, since it introduces an automatic mechanism of equalizing demand for and supply of money (national currency).

The analysis to follow provides evidence on the interrelation between monetary policy and restructuring in Bulgaria and importance of the currency board arrangement (the fixed exchange rate) for the implementation of the vital structural reforms targeted at creating an economic structure capable of a successful catching-up process. The second section briefs on the economic

[1] Certainly, there might be other factors contributing to the budget deficit too.

policy and developments in Bulgaria in the period 1991 – 1997. The third section reveals the principles of exchange rate determination under the currency board arrangement and the reversal in the process of dollarization in Bulgaria after 1997. The fourth section tries to provide evidence for economic restructuring and labor productivity growth in Bulgaria promoted by overall macroeconomic stability. The fifth section touches upon the problem of real exchange rate appreciation and competitiveness. It reveals some of the measurement deficiencies of the real exchange rate (when the consumer price index is used as a deflator) and accentuates on factors that might counteract a hypothetical decline in competitiveness. The last section concludes by suggesting a set of indicators that may provide a better measure of competitiveness than the real exchange rate.

II. A Sensitivity to Exchange Rate Fluctuations: the Experience of 1991–1997

Bulgaria started the transition with practically no foreign reserves, which made a pegged exchange rate regime undesirable due to possible low credibility. The floating exchange rate had to be supported by a restrictive monetary policy and well-managed money supply based on ceilings of central bank and commercial banks' domestic credit. In practice, the central bank was forced to run an expansionary monetary policy under the pressure to finance rising fiscal and quasi-fiscal deficits.

Till 1997 there was no restructuring of the real sector and Bulgaria was considered a laggard in transition. On the eve of transition the state-owned enterprises have been already overburdened by bad debts. After the collapse of COMECON they experienced a sharp drop in production, further exacerbating the debt issue. Privatization has been postponed and the government got involved in a sequence of debt relief operations (Nenova M., Micheva N., Manchev Tz., Mihailov A.). The state-owned enterprises enjoyed an easy money environment to prolong the period of inefficient operation. The private firms were able to soften budget constraints, as well, by taking advantage of loopholes in legislation and weak law enforcement.

The central bank financed loss makers directly and indirectly: a mechanism practised during the socialist regime. It granted direct credits to the government to finance a growing budget deficit. It also refinanced unconditionally commercial banks overwhelmed by a rising share of nonperforming loans of state-owned (and private) firms.

The depreciating exchange rate and the high inflation triggered off a shift from national currency to foreign currency deposits, observable in the period 1991–1995. The share of foreign currency deposits in quasi-money increased

from 20.7% as of December 1990 to 60% at the end of 1996 and 69% at the end of 1997. In the turbulent environment of 1996 (a run on banks) and the hyperinflationary first two months of 1997 dollarization spread also most retail trade operations. The economic agents had become highly sensitive to the exchange rate fluctuations; they immediately converted their wages into foreign currency (predominantly US dollars), the demand for foreign currency spiked and the depreciation of the exchange rate quickly spilled over to prices. The annual nominal interest rate reached a three-digit number.

A cointegration analysis of the USD/BGL exchange rate and a number of price indexes based on monthly data for the period 1991–1995 (Georgiev in Petrova, Stoyanova, Georgiev) concludes that:

- The variance of both the price level and exchange rate grows unbounded. Hence, the uncertainty about their future dynamics is high; planning horizon of economic agents shortens considerably which hampers investment.
- In the long run, there is a strong positive association of the nominal USD/BGL exchange rate, on the one hand, and both the consumer and the producer price level, on the other. In the short run, the exchange rate and the wage dynamics jointly contribute in equal terms to the change in producer prices. As to consumer prices, those of the tradable goods fully absorb exchange rate changes, while those of the nontradables are affected by nominal depreciation only through producer prices.

In an inflationary environment with high sensitivity of prices to exchange rate movements (or visa versa, it is difficult to establish the direction of causality) it is obvious that the structural changes may not come to fruition. The uncertainty and high risks of the future frustrate investments and initiation of new business plans.

The radical change in the economic policy in Bulgaria became possible only after the financial crisis of 1996 developed into an overall economic crisis. The welfare and output loss had been much higher than the initial costs of transition. The real value of national currency savings diminished close to zero.

At the beginning of 1997 the Bulgarian economy was characterized by: total loss of confidence in politicians and economic policy makers; a significant loss of income and wealth; a dominance of the inefficient economic structure created under the socialist regime; a high sensitivity of prices to exchange rate dynamics and a high degree of dollarization. It seemed at that time that only a crucial change in economic policy might bring back confidence, establish macroeconomic stability and restore growth prospects.

III. Currency Board Arrangements

The crucial change in the economic policy was the introduction of currency board arrangements. The economy had to switch from a regime of free floating to a fixed exchange rate. However, the determination of the exchange rate under currency board arrangements is quite different compared to the choice of the peg level in a pegged exchange rate regime. There is a political agreement on the level of a peg while the level of fixing under a currency board regime should equalize the central bank reserve money with foreign reserves. In the case of Bulgaria between June and July 1997, when the new Law on the BNB entered into force, the ratio was fixed at DM 1 to BGL 1000.[2] Since then the balance between foreign reserves and reserve money has been maintained. The Law forbids any central bank financing of budget expenses either directly or through purchases of government securities or in any other form. In contrast to the failed currency board in Argentina, in Bulgaria no national government securities are included in the foreign reserves and no distortions in the balancing level of the exchange rate might happen.[3] The procedure of commercial banks' refinancing is clearly stated in the Law and it requires high-grade collateral (unlike the discretionary policy of the pre-1997 period).[4]

The introduction of a fixed exchange rate and the mechanism of automatic balance of the demand for and the supply of money *via* the currency board arrangements shortly inserted macroeconomic stability in the system. The fixed exchange rate under the specific economic situation in Bulgaria in 1997 successfully played the role of a strong anchor. A favorable environment for a healthy change in relative prices and restructuring has been established.

In general, under a fixed exchange rate regime the structural changes may happen as likely as they may not happen. It depends entirely on the strength and the commitment of the government to implement necessary reforms: an undertaking, which is very painful and hurts many interests. The government still has some freedom to continue with a policy of interventions and protec-

[2] Under currency board arrangements the national currency, the lev, was fixed to the German mark by law and if also provided for an automatic repegging to the euro, once it comes into existence. Due to this provision the switch from the German mark as an anchor currency to the euro took place without amendments to the Law on the BNB and without speculations about the exchange rate. In July 1999 due to overall macroeconomic stabilization and restored confidence, redenomination of the national currency took place thus changing the rate to DM 1 = BGN 1.

[3] The design of the Bulgarian currency board contains two safeguards: fiscal reserve account and a banking department account. Foreign reserves cover more than twice the monetary base.

[4] Since the introduction of the currency board till now no commercial bank has resorted to central bank refinancing.

tion of loss makers, deliberately building shelters against competition. In such a case the peg will soon be undermined. The collapse of a fixed exchange rate regime, especially under a currency board regime, would bring much higher losses than a floating exchange rate (the regrettable example of Argentina). The floating exchange rate responds immediately to erratic economic policy while the pegged exchange rate might delay the visibility of disproportion. The inevitable drop in foreign exchange reserves may be masked for a certain period of time by government or central bank borrowing (Tornell A., Velsaco A.). Therefore the introduction of the currency board arrangements in Bulgaria was tightly bound to an ambitious program to implement postponed structural reforms and to insert financial discipline into the system – the major difference between the economic policies of the period before 1997. It should be reported that the objectives of the program have been highly met.[5]

Recent research based on data covering the period after the introduction of the currency board did not detect permanent effect of the USD/BGL dynamics on consumer prices and wages, which represents statistical evidence was over.[6] Gradually the Bulgarian economy grew less sensitive to the fluctuations of the BGN/USD exchange rate. The economic policy implemented appeared to be able to reverse the process of dollarization and to strengthen confidence in the national currency.

Table 1

BULGARIA: LESS SENSITIVITY TO THE US DOLLAR

	1998	2002
Currency structure of (percent):		
Exports		
USD	65.8	44.6
euro	31.4	52.3
Imports		
USD	53.9	37.1
euro	41.8	60.1
Share of foreign currency deposits in quasi-money (percent)	68.8	63.5

Source: BNB

The most important change occurred in the currency structure of exports

[5] See IMF reports on the progress of Bulgaria under the EFF program.

[6] Ilijan Georgiev (European University Institute, Florence) has been very kind to do the cointegration analysis.

and imports due to the fixed exchange rate of the national currency to the euro and the substantial reduction in customs tariffs between Bulgaria and the European Union. The level of dollarization, measured by the share of foreign currency deposits in quasi-money remains relatively high and yet tended to decline.

The choice of the exchange rate regime is usually based on domestic as well as on external factor considerations. The Bulgarian experience with two exchange rate regimes: free (managed) float between 1991 and June 1997 and fixed exchange rate under a currency board since July 1997, may illustrate the dominance of domestic considerations in the choice of the exchange rate regime. Next sections will provide evidence that the choice made in July 1997 has been beneficial for the economy.

IV. The Importance of Macroeconomic Stability for Growth

If we measure the real convergence by GDP per capita (in PPP), it is obvious that it depends on the size of the real growth rate and the sustainability of growth, with, sustainability being the most important factor. The exchange rate regime chosen should be one element of a comprehensive economic policy mix targeted at achieving a sustainable long-term economic growth.

In their catching-up endeavour the accession countries face the challenges of real and nominal convergence. Although nominal and real convergences stand for different processes, there is a close relationship between them.[7] If we assume that in most of the candidate countries the successful catching-up process hinges on export-led growth, we can identify at least three major channels through which nominal convergence may support the real convergence. First, successful in meeting the price stability criteria and the related decline in interest rates may favor private investment, may accelerate productivity and output growth, thus supporting real convergence. Second, exchange rate volatility is basically associated with macroeconomic instability, higher uncertainty rate may reduce foreign trade volumes rather than promote exports. Hence, nominal exchange rate stability (and especially CBA) may stimulate export-led growth. Third, lower fiscal deficits and decreased public debt may led to a reduction the nominal and real interest rates, and repel speculative capital flows. This may reduce the exposure of pre-accession economies to exogenous shocks and may increase financial stability, which is conducive to economic growth.

The progress in real convergence may also encourage the nominal conver-

[7] See Gaspar P. (2001) "Real and Nominal Convergence of Pre-accession Economies and the Choice of Exchange Rate Regime", ICEG

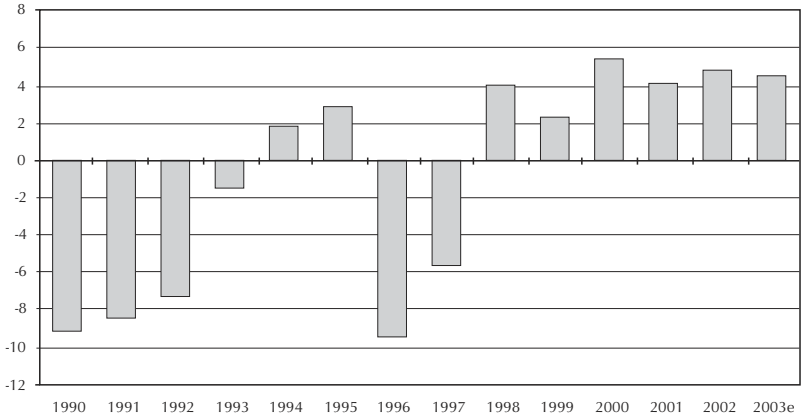
gence, and three major channels may be outlined. First, accelerated income convergence and GDP growth will broaden the scope for noninflationary wage increase, which may help meet the inflation and interest rate criteria. Second, the sooner the economy absorbs the shocks of liberalization and adjusts relative prices to productivity differentials, the faster would inflation converge to some eurozone benchmark. Third, rapid real convergence may allow the authorities to pursue more ambitious fiscal consolidation programs as its costs are born easier when real incomes expand rapidly.

It is a very strong statement to say that Bulgaria has achieved a nominal convergence with EU. However, since the introduction of currency board arrangements nominal variables have been constrained within reasonable limits. The sustained macroeconomic stability since the introduction of the currency board stimulated economic growth and investment in Bulgaria: a strong proof of the importance of nominal stability for growth.

Figure 1

GDP REAL GROWTH RATES

(%)



Source: NSI, BNB (2003 estimate).

The external environment in the 1997–2003 period was unfavorable: the economy was attacked by a sequence of international financial and political crises. The burning conflict in our western neighbor burst out into open military actions in the first half of 1999 (the Kosovo crisis) just following the Asian flu and the Russian crisis; 2003 was marked by the war in Iraq and an overall economic slowdown. Yet the economy sustained positive economic growth:

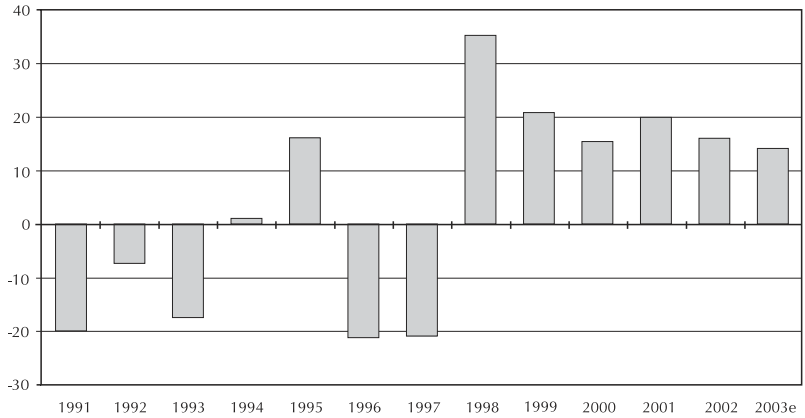
resistance to negative shocks, absent in the period before 1997. The sources of resistance have been the ongoing structural reform (fast privatization of state-owned enterprises and banks), the ability to preserve the macroeconomic stability through the currency board arrangements and prudent fiscal policy (maintenance of the consolidated general government budget close to balance).

The macroeconomic stabilization and privatization promoted competition and exerted pressure on newly privatized firms and new entrants to improve efficiency and update technology and management. The real rate of gross fixed capital formation increased considerably.

Figure 2

GROSS FIXED CAPITAL FORMATION REAL GROWTH RATES

(%)

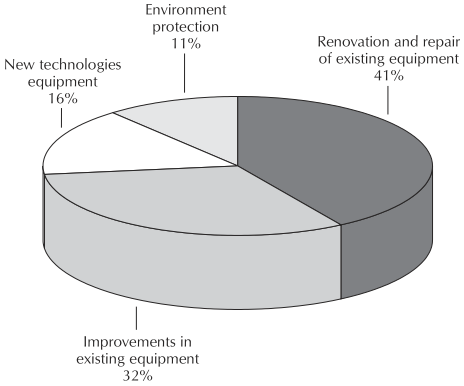


Source: NSI, BNB (2003 estimate).

According to the survey of investment activity in industry, conducted twice a year by the National Statistical Institute, Bulgarian firms have substantially changed the structure of new investment. The share of resources directed to technology and product innovation as well as to more efficient use of inputs squeezes out investment for maintenance and repair of existing equipment.

Figure 3

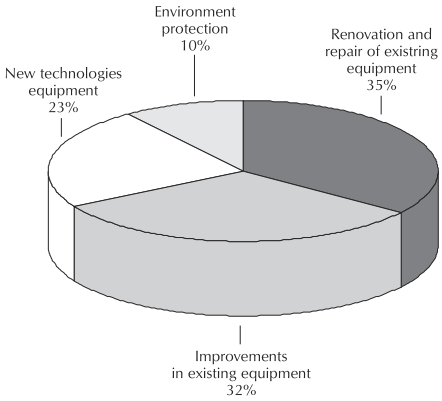
STRUCTURE OF FIXED ASSETS INVESTMENT IN 1998



Source: BNB.

Figure 4

STRUCTURE OF FIXED ASSETS INVESTMENT IN 2003

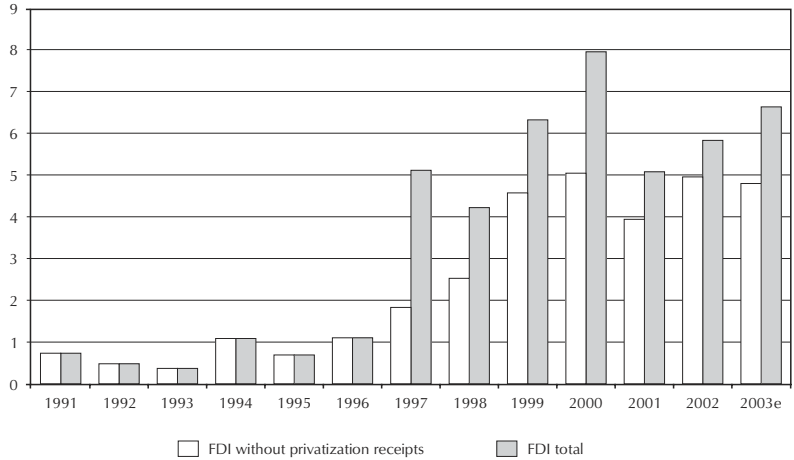


Source: BNB.

Figure 5

FOREIGN DIRECT INVESTMENT

(% of GDP)



Source: BNB.

Macroeconomic stability and the fixed exchange rate attract foreign direct investment. Both the high real investment rate and foreign direct investment should stimulate the product and technological innovation of the Bulgarian economy. Industry provides some evidence of the efficiency of structural changes, measured by labor productivity and unit labor cost.

In the beginning of transition the Bulgarian industry was strongly hit by the collapse of the common socialist market. The significant loss of output prompted a sharp increase in layoffs. The policy of the firms (and the trade unions) in the first two years of transition was targeted at raising the real wage rate while sacrificing employment: labor productivity stayed almost constant (Beleva, Jackman, Nenova-Amar). A change in target since 1993 focused on preserving the employment rate by allowing a decline in real wage if necessary: labor productivity also started to decline. Expectations of expanding future output also contained the rate of workers dismissals within certain limits in the period after 1993.

Since 1997 privatization in industry accelerated and at the end of 1999 almost all small- and medium-sized enterprises had been denationalized. Monopolistic firms in the utilities sector (energy distribution, water supply, railways, and fixed telecommunication lines) remained state-owned; in some sectors privatization is still pending.

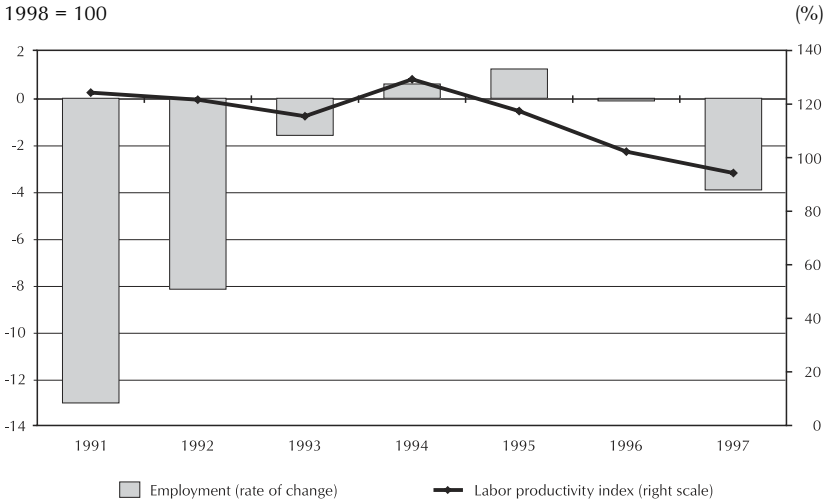
The required economic transformation started in 1997 with the introduction of currency board arrangements and privatization of state-owned enterprises and banks. A survey of privatized firms, conducted in the autumn of 1998 (Pankow, Dimitrov, Kozarzewski) reveals the following major steps to restructuring common for most of the surveyed firms in the early stage after privatization:

- Changes in the management and organizational system and working out a new marketing strategies;
- Implementing an investment program supporting realization of the new marketing strategy;
- A decline in employment by 11% on average for the sample of surveyed firms;
- The majority of firms had initiated substantial cuts in general costs but at the time of the survey they had not yet completed the programs.

Restructuring in industry accelerated after 1999. Labor shedding in industry continues accompanied by rising labor productivity. An important indicator, the unit labor cost, progressively improves.

Figure 6

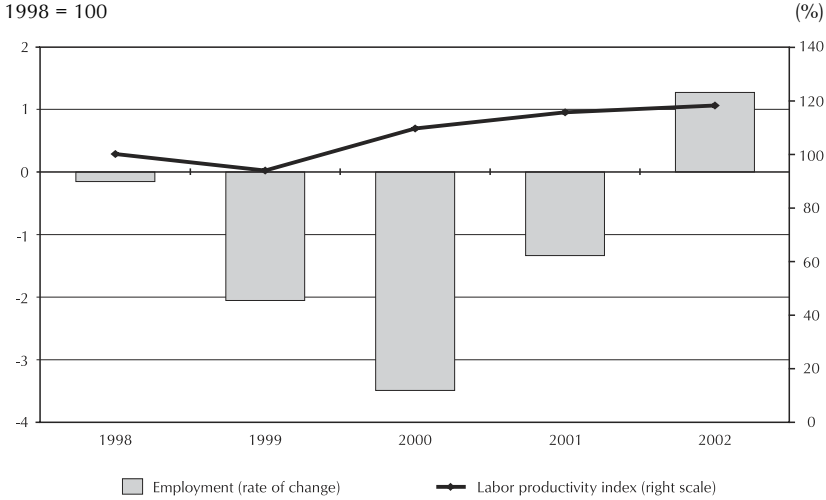
EMPLOYMENT AND LABOR PRODUCTIVITY IN INDUSTRY BETWEEN 1991 AND 1997



Source: NSI.

Figure 7

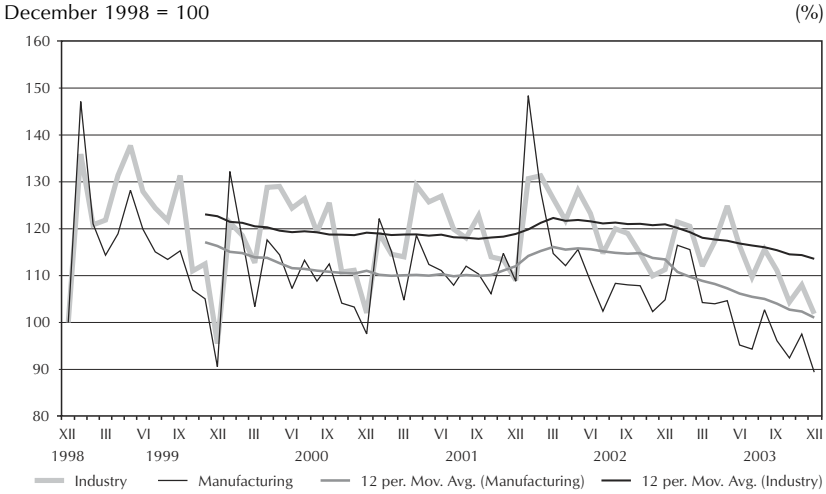
EMPLOYMENT AND LABOR PRODUCTIVITY IN INDUSTRY BETWEEN 1998 AND 2002



Source: NSI.

Figure 8

UNIT LABOR COST INDEX



Source: BNB.

To conclude, since 1997 we are witnessing effective structural changes and efficiency improvements in industry: an upward trend in productivity and a downward trend in unit labor cost, developments, which are expected to continue in the future promoted by investments in new technologies and new products.

V. Real Exchange Rate Appreciation: The Impact on Competitiveness

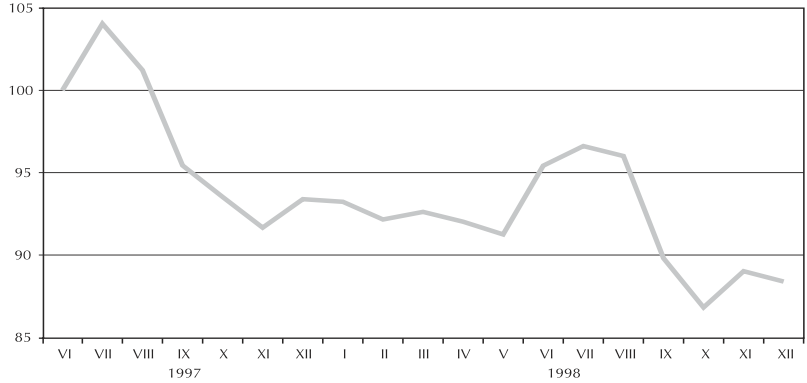
It is documented in the literature that pegging the exchange rate has initially a positive effect on growth. Later, due to real appreciation (if the inflation rate of the home country is higher than the inflation of the trading partners), the economy may lose competitiveness and suffer a drop of output. However, economic history provides ample evidence that in most cases lack of fiscal and financial discipline (nominal divergence) caused the higher (and volatile) inflation and undermined the fixed exchange rate.

Figure 8 shows recent developments in the real effective exchange rate (the consumer price index used as a deflator) in Bulgaria. In the first year and a half after the introduction of currency board arrangements in Bulgaria the real effective exchange rate appreciated mainly due to a residual inflation of 14% in the second half of 1997 and a 22% average inflation in 1998 (end of period inflation in 1998 was 1.6%). The real effective exchange rate afterwards closely followed the changes in the EUR/USD nominal exchange rate. Since the beginning of 2002 appreciation has dominated.

Figure 9

REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE DYNAMICS
(Deflated by CPI)

June 1997 = 100 (%)



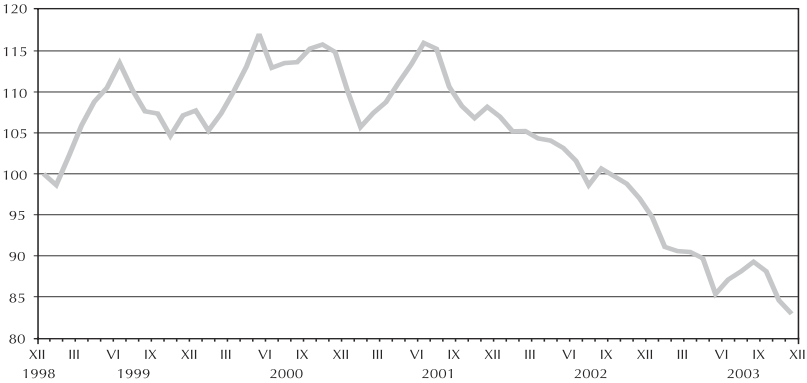
A decrease means appreciation. Deflated by CPI. The real effective exchange rate is weighted average of the exchange rates of the Bulgarian lev *vis-a-vis* the US dollar, German mark, British pound and French franc.

Source: BNB, AEAF.

Figure 10

REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE DYNAMICS
(Deflated by CPI)

December 1998 = 100 (%)



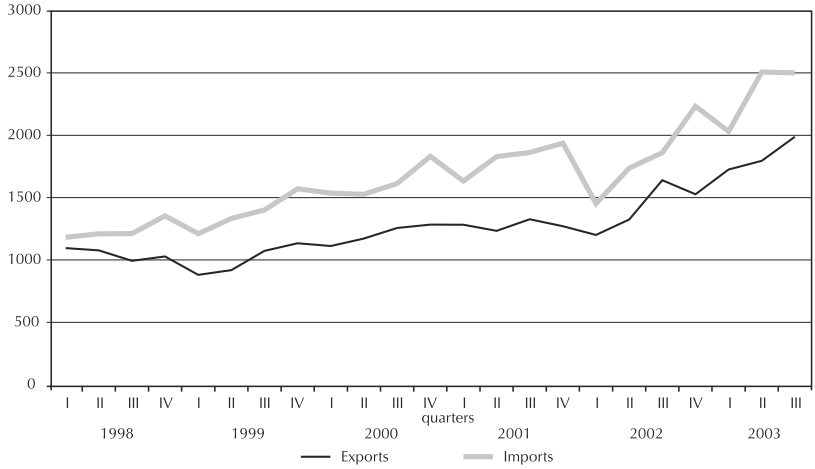
A decrease means appreciation. Deflated by CPI. The real effective exchange rate is a weighted average of the exchange rates of the Bulgarian lev *vis-a-vis* the US dollar, German mark, British pound and French franc.

Source: AEAF.

Figure 11

EXPORTS AND IMPORTS (FOB)

(million USD)



Source: BNB.

An econometric analysis reveals that on average in the 1998–2001 period a low elasticity of exports to the real exchange rate and a very high elasticity to foreign demand has been observed (Barber, Catherine, and Andrey Vassilev). The downward trend in exports between 1998 and mid-1999 when the calculated real effective exchange rate depreciated, was due to the global output and demand decline: a consequence of the Asian flu. Export growth between 2002 and 2003 goes contrary to just established logic because it happened against the background of a world slowdown and real exchange rate appreciation. Figure 10 in section 5 suggests that the period is marked by sustained competitiveness (using the unit labor cost as a deflator), which may serve as an explanation of export expansion.

According to econometric estimates imports is rather sensitive (adversely) to the real exchange rate, but its sensitivity to domestic demand is much higher. Growing domestic demand and real appreciation contributed to the upward trend in imports in the 2002–2003 period.

Based on the observed elasticities we may conclude that depreciation does affect imports and it may be instrumental for reducing current account deficit. However, it cannot be used as an instrument to promote exports, since a substantial depreciation of the exchange rate would be necessary to counteract negative external shocks on exports due to the low sensitivity.

Most likely huge depreciation will unlock inflation and overall destabilization; the economic costs might be disastrous.

Drawing on the econometric analysis we may conclude that there is a dual challenge to the long-term perspective of the fixed exchange rate regime in Bulgaria. On one hand, theory states that the process of catching-up brings about real appreciation of the national currency *vis-a-vis* the currency of the developed countries, which might threaten the competitiveness and growth prospects of the home economy. I argue that the impact of real appreciation, in the case when CPI is used as a deflator, should not be overstated. On the other hand, high sensitivity of foreign trade to demand conditions points out that if the economy is to develop its growth potential and undergo a sustained catching-up process, deep restructuring and expanding trade relations based on a significant efficiency improvement should be in place.

Restructuring and gains in efficiency remains the core problem of the Bulgarian economy. The experience confirmed the importance of macroeconomic stability and the favorable effect of the currency board arrangement (the automatic mechanism of equalizing money demand and supply) on real and banking sector development. We can resort also to the international experience with fixed exchange rates: in the classical gold exchange standard period and during the existence of the Bretton-Wood system countries achieved the highest degree of convergence in interest rates, inflation rates, and money growth accompanied by real growth (Bordo, M.D.). As Bordo states in the referred paper "In an environment of capital mobility, currency substitution, policy reactions and policy interdependence floating rates no longer necessarily provide insulation from either real or monetary shocks".

And yet, could a real exchange rate appreciation under the currency board threaten competitiveness and hence growth and catching-up in the future? It is of great importance to select a proper set of indicators to assess the state of competitiveness for Bulgaria (and for all other accession countries, too). Using the real exchange rate (particularly the one deflated by CPI) may lead to wrong decisions because of measurement errors.

The real exchange rate can be estimated in different ways. The wide spread calculation uses the consumer price index as a deflator. The consumer price index in the accession countries (and the developing countries) is overburdened by many deficiencies, the major being the lack of quality adjustment. The inflation rate is overrated because the CPI is not corrected to the change in quality of goods and services. One of the basic acquisitions of the transition to a market economy is the rising quality and variety of products supplied and demanded. The real convergence, closely related to rising living standards, implies improving quality of supply. Much of reported future infla-

tion will be related to the rising quality of different products and of the consumption basket as a whole. The application of the hedonic approach to three groups of products (computers, cars and housing) in Spain reveals the substantial upward bias of traditionally measured inflation to quality adjusted inflation (Bover, O., Izquiero M., and Maria de los Llanos Matea). In the accession countries, especially in the least developed ones like Bulgaria, the quality changes affect all products, starting from basic food to housing and high-tech products.[8] If it is possible (unfortunately it is not) to adjust the price indexes to quality gains, inflation rate will be very close to the one in the developed countries.

The high share of food and energy in the consumption basket of the least developed accession countries (54% in 2003 for Bulgaria) causes the strong volatility of the CPI. The evolution in catching-up has already initiated a process of reducing the share of foods and smoothing down the CPI monthly fluctuations. In Bulgaria, the nonfood and nonfuel prices have been stable since the introduction of currency board arrangements: their accumulated inflation in the period of end-1997 to end-2001 was just 2.1%.

Since the introduction of the currency board administered prices contributed significantly to the inflation rate in the 1997–2002 period. Any upward correction in the pre-1997 period immediately spilled over other price indices, while under the fixed exchange rate it was possible to achieve the necessary increase in the real price of goods as electricity, central heating, water supply, medicines. The bulk of administered prices' shock took place between 1997 and 2002, any further adjustments should be smaller and their future impact on inflation would fade away shortly.

Expectations for real exchange rate appreciation *via* the channel of the Balassa – Samuelson (BS) effect have a good theoretical background and little empirical evidence. Different estimates of the BS effect for the candidate countries range between 1.5 and 4.5% annual rates.[9] The EC's ECFIN (#708/01) report Real Convergence in Candidate Countries shows, that using data for the candidate countries over the period of 1995 to 2000 do not directly confirm this proposition: the change in GDP per capita over that period,

[8] The quality bias can be traced in all price indices, which might be used in the real exchange rate calculation.

[9] This problem has been discussed in details at the East-West Conference 2001, organized by the Austrian National Bank in November 2001. The IMF estimate is the lowest: between 1-1.5%. See Fischer S. (2001) *Exchange rate regimes: Is the Bi-polar View Correct?*, Masson P.R.(1999): *Monetary and Exchange Rate Policy of Transition Economies of Central and Eastern Europe after the Launch of EMU*. IMF Policy Discussion Paper, G.Kopits: Implication of EMU for Exchange Rate Policy in Central and Eastern Europe IMF Working Paper 1999/9. Pelkmans (Pelkmans et al. Long-run Economic Aspects of the EU Eastern Enlargement, WRP) estimates the effect as high as 3.5–4% *per annum*.

which measures catching-up *via* productivity levels, shows only a weak correlation with real exchange rate movements, and in the opposite direction: higher catching-up rate was rather connected with smaller increases in the real exchange rate. Consequently, calculations are not entirely persuasive and it is dangerous to use them in economic policy decisions. Some arguments in favor of a more cautious approach to the estimations of the BS effect are as follows:

• The econometric analysis of integrated panel data relies on unrealistically strong and intestable assumptions about their stochastic properties. Researchers accept that the violation of these assumptions may invalidate the results.

To avoid the weaknesses of panel-data cointegration techniques, econometric tests for a single country, Bulgaria, have been implemented based on the respective time series for the period after the introduction of the currency board. A cointegration analysis, based on monthly data from June 1997 to May 2001 came to the conclusion that the BS mechanism is an oversimplified description of wage and price setting under the currency board regime (Georgiev, memo[10]). It looks plausible that wages in the services sector adjust to achieve a certain purchasing power, but so do industrial wages, *i.e.* there is no obvious asymmetry between the two sectors in this respect. The consumer prices of services undergo constant increases in the sample period but there is no evidence that these are cost- (wage increase) related. Another study of the BS effect based on data after the introduction of currency board arrangements (Nenovsky N., Dimitrova K,) rejected its existence, too. It is not surprising because the structural change effects dominate.

• The nontradables sector remained extremely underdeveloped during the socialist regime; the Government provided most of the services at that time. The transition period created favorable environment for services sector development and a lot of small-sized private establishments have appeared. Reforms initiated in the social insurance and healthcare sectors allowed the further development of private provision of services and provoked an increase in prices. Trade, transport and communication command the greatest share of value added in the candidate countries (Stapel S.). According to the same survey of Stapel the branch structures of value added in the candidate countries and in the services sector in particular is visibly changing. Consequently, we should not mess up the development of the newly emerged services sector and the BS effect. In the future the maturing services sector should undergo a significant consolidation, diversification of services and labor productivity growth.

[10] The analysis has been conducted by Ilijan Georgiev (European University Institute, Florence). The results of the research have not been published yet.

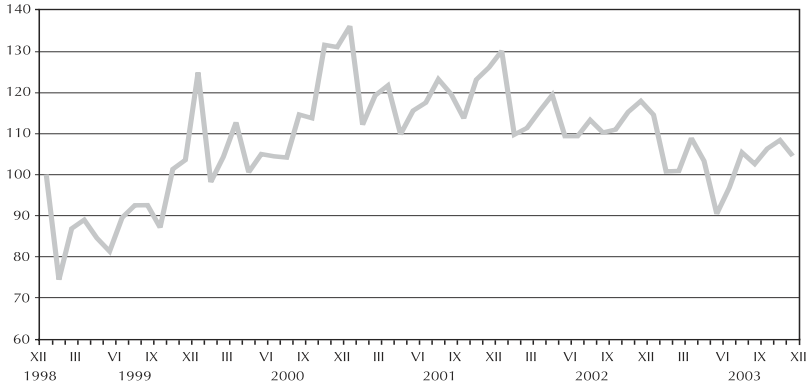
• Productivity level in the candidate countries is significantly lower than the average for EU but is growing faster than that in the EU (the numbers cited below are taken from Stapel S.). The index of productivity in 1998 (1995 = 100) of the total economy of the candidate countries was 110% against 104% for the EU. In 1998 Bulgaria was the country with the lowest level of total productivity among the candidate countries, due to a low productivity in manufacturing, construction, trade, transport and public services. As to the productivity in agriculture, financial and businesses services it ranked better. The numbers can be interpreted in the sense that there is a high potential in the accession countries for fast growth in productivity both in tradables and nontradables sectors.

A better measure of the real exchange rate and cost competitiveness is based on the relative unit labor costs. The unit labor cost index for Bulgaria was quite stable between 2000 and 2002 and exhibited a downward trend in 2003. The real effective exchange rate, presented in figure 8, changes in a sweeping way if we use the unit labor cost index of industry for Bulgaria as a deflator.[11]

Figure 12

REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE
(Deflated by ULC in industry)

December 1998 = 100 (%)



A decrease means appreciation. Deflated by ULC in industry. The real effective exchange rate is a weighted average of the exchange rates of the Bulgarian lev *vis-a-vis* the US dollar, German mark, British pound and French franc.

Source: AEAF, BNB.

[11] I should draw the attention to the fact that the indicator uses as deflator in the bilateral exchange rates the CPI not the ULC of the respective foreign countries.

The candidate countries have to continue with reforms, promoting economic restructuring and pressing a shift to higher quality (and with a higher share of value added in price) products as the only way to counteract any real exchange rate appreciation and loss in competitiveness. What might be the channels of future improvement in competitiveness for Bulgaria?

First, a closer integration with the other candidate countries and the current member states. Bulgaria may develop a lower sensitivity of exports to foreign demand if the intraindustry trade with the member countries intensifies.

Second, further improvement of the national product quality might decrease the high elasticity of imports to domestic demand.

Third, a higher inflow of foreign direct investment (especially green-field investments) might further improve the economic structures.

Fourth, any labor market rigidities should be eliminated or reduced in scope. The World Bank provided an assessment of the Bulgaria's labor market flexibility. "Existing labor market policies and institutions, with the exception of high payroll taxes and somewhat strict employment legislation, do not create widespread labor market rigidities: unemployment schemes are not overly generous, the minimum wage is not high and industrial relations do not appear to prevent efficient wage dispersion across sectors." (The World Bank)

Fifth, the domestic factors that may disrupt the economic stability of the country have been almost eliminated in the years after the introduction of the currency board.[12] The bulk of the state-owned enterprises have been privatized and the few remaining are on the agenda for privatization. It is not too ambitious to say that firms and banks in Bulgaria operate under hard budget constraints (the government grants subsidies to the central district heating, the passenger railway transport and the city transport[13]). The government targets a balanced budget in 2006. The banking sector is already 98 percent private after the privatization of the State Savings Bank.

VI. Conclusions

In the foreseeable future the candidate countries should concentrate on achieving macroeconomic stability and nominal convergence with the EU as an important condition for the continuous restructuring and efficiency improvement of their economies. Any adverse impact from a real exchange rate appreciation should be neutralized by a pressure on the real sector to adjust and restructure. In the countries with a fixed exchange rate the pressure on

[12] See Pre-accession Economic Program (2003-2005) of the Bulgarian Government for details.

[13] There are programs for restructuring and loss reduction in the central district heating sector and the passenger railway transport.

the real sector is stronger. The essence of restructuring is the establishment of a flexible real sector able to respond to real shocks of various nature.

Extrapolating current trends in the candidate countries into the future is quite dangerous and misleading. We will shift into the future the current period of vigorous and substantial structural changes, while the changes should have been slowed down, their short-term negative impact on the economy should have faded away and the positive medium- to long-term consequences should have become visible. We may expect that the fruits of restructuring will get fully grown in the medium- to long-term perspective, counteracting any forces threatening the competitiveness and the catching-up process. The real exchange rate (deflated by CPI) might turn out to be an inadequate measure of competitiveness and it would be better to switch to indicators as trends in the real GDP growth rate, labor productivity growth, long-term trends in export and import dynamics, level of integration in the EU (e.g. intraindustry trade), shifts in product structures, changes in the quality of goods and services.

References

Barber, Catherine, Andrey Vassilev Equilibrium Exchange Rate Determination for the Case of Bulgaria, *AEAF Discussion Paper Series*, 2003.

Beleva, Iskra, Richard Jackman, Mariella Nenova-Amar Unemployment, Restructuring and the Labor Market in Eastern Europe and Russia, edited by Simon Commander and Fabrizio Coricelli, *EDI Development Studies*, The World Bank, 1994.

Bover, S. O., M. Izquiero, Maria de los Llanos Matea Quality Bias in the Measurement of Prices: Empirical Evidence and Macroeconomic Implications for Spain, Bank of Spain, *Economic Bulletin*, January 2002.

Bordo, M. D. The Bretton Woods International Monetary System: A Historical Overview, *NBER Working Paper* 4033, March 1992.

Nenova M., A. Canavese Inflation Stabilization and State-owned Enterprises' Behavior in Transition Economies (The Case of Bulgaria), The Bulgarian National Bank, *Bank Review*, 1995/4.

Nenova M., N. Micheva, Tz. Manchev, A. Mihailov Financial Policy in Bulgaria in the Period of Transition to a Market Economy, *The Bulgarian National Bank*, Sofia, 1997.

Nenovsky, N., K. Dimitrova Dual Inflation under the Currency Board: The Challenges of Bulgarian EU Accession, *BNB Discussion Paper* No. 29, 2003.

Pankow J., L. Dimitrov, P. Kozarzewski Effects of Privatization of Industrial Enterprises in Bulgaria, Report on Empirical Research, *CASE Reports*, Warsaw, 1999.

Petrova P., G. Stoyanova, I. Georgiev Application of Cointegration Analysis (Inflation, Consumption Function), *Agency for Economic Programming and Development*, Sofia, 1996.

Stapel, S. Value Added, Employment, Remuneration and Labor Productivity in the Candidate Countries, EUROSTAT, *Statistics in Focus*, theme 2 – 13/ 2001.

Tornell, A., A. Velsaco Fiscal Discipline and the Choice of Exchange Rate Regime, *European Economic Review*, 39 (1995), pp. 759-770.

William Davidson Institute, Challenges of Bulgarian EU Accession, *WP* No. 487, July 2002.

The World Bank, Bulgaria. The Dual Challenge of Transition and Accession, *A World Bank Country Study*, 2001.

DP/43/2004

Платежният баланс на Царство България от 1911 г.

Мартин Иванов

Резюме. Проучването на платежния баланс (ПБ) за 1911 г. е първо по рода си в България. Конструирането на подобен агрегат е амбициозна задача, изискваща честото прибягване до приближения за запълване празнотите в официалната статистика. ПБ на Царство България от 1911 г. е разработен въз основа на „Ръководството по платежен баланс“ на Международния валутен фонд. Резултатът от проучването представя стопанството ни в значително по-добра кондиция, отколкото сме свикнали да си го представяме. Три десетилетия след възстановяването си българската държава е в състояние да се справя самостоятелно с девизните си проблеми. Дефицитът по търговския баланс е 0.89% от националния доход, а текущата сметка на практика е уравновесена (дефицит от 0.26%). Активното салдо по нефакторните услуги, преводите от емигранти и ускоряващите растежа си преки чуждестранни инвестиции са повече от достатъчни за компенсиране пасивите, произхождащи от обслужването на външния дълг и вноса. Общото активно салдо по пб от 78.9 млн. лв. се равнява на почти тригодишното обслужване на външния дълг и създава буфер, който да служи като гаранция срещу непредвидени валутни разходи и стопански шокове.

Всичко това ме кара да приема скептично изказаните хипотези, че всяко прекъсване на външното финансиране преди Първата световна война заплашва България с финансова криза, подобна на тази от началото на XX в. Въпреки все още значимите дефицити в различни области на стопанството през 1911 г. то вече е надживяло своите „детски болести“ (административен хаос, валутна нестабилност, изолираност и пр.). Без затормозяващото въздействие на трите неуспешни войни, „увенчани“ с трънения венец, изплетен в Ньой, представеният тук платежен баланс позволява да се предположи по-оптимистичен сценарий за растежа на българската икономика.

Abstract. The 1911 balance of payments of the Kingdom of Bulgaria has been studied for the first time in this paper. Constructing such an aggregate is an ambitious project often requiring the use of proxies for the missing parts in the official statistics. The 1911 balance of payments of the Kingdom of Bulgaria was based on the imf's Balance of Payments Manual. The study results present Bulgaria's economy in a far better condition than we are inclined to conceive it. Three decades after its recovery the Bulgarian state had the resources to handle its foreign currency problems. The balance of payments deficit was 0.89 percent of the national income and the current account was practically balanced (a deficit of 0.26 percent). The nonfactor services asset balance, the remittances and the growing foreign direct investment were more than sufficient to offset foreign debt management and import liabilities. The total balance of payments credit amounted to bgn 78.9 million which is equal to three-year debt payments. It created a buffer serving as a guarantee against extraordinary foreign currency expenditure and economic shocks.

All this makes one rather skeptical about the hypothesis that any drying of foreign financing prior to the First World War faced Bulgaria with a financial crisis similar to that of the early twentieth century. Despite the existing significant deficits in various economic spheres, in 1911 Bulgaria had overcome its 'infantile disorders' (inter alia, administrative chaos, currency volatility, isolation). Disregarding the impact of the three wars (1911–1919) and the Neuille Peace Treaty, the balance of payments studied in the paper gives grounds for a more optimistic scenario of Bulgarian economic growth.

Съдържание

I. Въведение .....

II. Година на изследването .....

III. Методика .....

IV. Източници и начин на изчисление на компонентите .....

А. Текуща сметка .....

Б. Капиталова сметка .....

В. Финансова сметка .....

V. Резултати и изводи .....

Н. с. I ст. д-р Мартин Иванов. Институт по история при БАН

Изказвам благодарност за методологическата помощ, оказана ми от Емил Димитров, началник отдел „Платежен баланс и външен дълг“ в БНБ.

I. Въведение

Според приетата формулировка платежният баланс (ПБ) се опитва да отчете „всички сделки, които се осъществяват между жителите на една страна и жителите на всички останали страни“[1]. Конструирането на подобен агрегат за Царство България от 1911г. е амбициозна задача, изискваща честото прибягване до приближения за запълване празнотите в официалната статистика. Поради по-късното развитие на концепцията за платежния баланс до Първата световна война Главна дирекция на статистиката (ГДС) следи и публикува информация за твърде малко от неговите пера. Това налага още в самото начало да се направи уговорката, че резултатът от настоящото изследване ще бъде приблизителен[2], даващ само общата картина на българското стопанство в навечерието на войните.

Проучването е първо по рода си в България, макар да не липсват и други оценки за платежния баланс преди 1912 г. Сблъсквайки се със значителните трудности по набирането на достоверна информация, те обаче предпочитат да представят картината на платежния баланс за един доста по-продължителен период (1886–1911 г.). Ограничаването само до една година (1911 г.) изисква коренно различен подход, но дава и възможност за много по-точно диагностициране на българската икономика, достигнала върхова точка на своето развитие.

Първото от цитираните проучвания относно платежния баланс дължим на дългогодишния директор на ГДС Кирил Г. Попов. Прекарал над четвърт век в дирекцията, той е всепризнат (дори от марксистите)[3] специалист в областта, със значителен принос за развитието на стопанската и социалната статистика у нас[4]. Изследването на К. Попов върху платежния баланс обхваща период от 32 години, завършил (според автора) със сериозен пасив от 222.1 млн. лв. Този дефицит е компенсиран чрез внос на злато. Платежният баланс на Попов не е разделен на текуща, капиталова и финансова сметка и

[1] *Коландър, Дейвид*. Основи на макроикономиката. Т. 1. Макроикономика. С., 1999, с. 397.

[2] Подобна уговорка прави и директорът на статистиката Кирил Г. Попов в своето проучване на платежния баланс – вж Попов, К. Г. Стопанска България през 1911 г. С., 1916, с. 415. (нататък: Попов)

[3] *Натан, Ж.* История на икономическата мисъл в България. Икономическата мисъл в България от края на XIX век до 9. IX. 1944 г., Т. 2, С., 1973, с. 164–172.

[4] *Попов*, с. 415–416.

дава информация само за малка част от използваните днес компоненти на платежния баланс (външна търговия, външни държавни и общински дългове и трансферите от емигранти и туристи, както и дивиденти от инвестирани капитали). В настоящата статия ще бъдат посочени някои корекции в оценките на Попов, които той скромно характеризира като „приблизителни, а някои широко приблизителни“ [5]. Д-р Георги Тодоров (д-р Юрий) е автор на второто проучване на платежния баланс [6]. Макар да стъпва върху използваните данни и методика от Попов, д-р Тодоров привлича нови източини (доклада на МФ от 1908 г. за намиращите се у нас облигации по външните ни дългове и книгата на д-р С. Табаков върху емиграционния въпрос). Много по-задълбочено е разработен въпросът за чуждестранните капитали. Въвеждат се нови пера по платежния баланс (лотарийни лозове, осигурителни дружества и др.). Тези уточнения водят до значително нарастване на крайния пасив, изчислен от д-р Юрий на 599.5 млн. лв. за периода 1886—1911 г. Според автора „той се оказва такъв, каквито са платежните баланси на всички земеделски страни, бедни от собствени капитали“ [7]. Този дефицит е покрит чрез външни дългове и чуждестранни инвестиции у нас.

Методологическите проблеми и липсата на всепризната концепция за конструирането на платежен баланс затрудняват оценките на съвремениците. Цитираните изследвания се опитват да заобиколят проблемите, свързани със статистическите данни чрез избора на по-продължителен период на проучване. Не се прави ясно разграничение между текущи и капиталови компоненти. Извън изследването остават потоците от и към легациите, вноските в различни международни организации, приходите и разходите от пристанища, пощи, телеграфи и телефони, навлото и другите транспортни такси. Едва в средата на 20-те години на XX век под въздействието на Обществото на народите започва изчисляването на платежния баланс на годишна база [8].

Настоящото изследване ще се опита да представи една максимално обективна картина на българския платежен баланс от 1911 г. Изложението е структурирано в няколко части. Втората част описва причините за конкретния избор на година на проучване, тре-

[5] Пак там, с. 415.

[6] *Юрий.* Платежният баланс на България. Икономически живот, № 9,с. 4–10.

[7] Пак там, с. 10.

[8] League of Nations. Balance of Payments, Geneva, 1933, p. p. 52–58.; League of Nations. Balance of Payments, Geneva, 1937, p.p. 71–74

тата дава информация за ползваната методика, а четвъртата – за източниците и начините на изчисляване на отделните компоненти на платежния баланс. Последната, пета, част представя резултатите от изследването и налагащите се от тях изводи за състоянието на българската икономика в навечерието на войните. След четвърт век самостоятелно съществуване нашето стопанство успява да изгради валутен имунитет и има собствени сили за справяне с девизните си проблеми. Практически уравновесената текуща сметка (дефицит от 0.2% от националния доход) навежда на хипотезата, че без затормозяващо въздействие на Балканската, Междусъюзническата и особено на Първата световна война българскта икономика е изправена пред значително по-оптимистичен сценарий за растеж от реално реализирания.

II. Година на изследването

Годината, за която се прави настоящото изчисление на платежния баланс, е подбрана целенасочено. Причините за това са, че:

- 1911 г. е последната предвоенна година, когато българската икономика е в своя зенит;
- серията от външни заеми, довели до изграждането на прилична за времето си инфраструктура (жп линии, пристанища), дават отражение в реалната икономика;
- 1911 г. е от малкото години, през които страната не получава външен дълг, което позволява да се проверят реалните вътрешни сили на българското стопанство за справяне с валутните си проблеми;
- в навечерието на войните статистиката у нас е вече значително подобрена, което дава възможност да се ограничат до допустими размери допусканията относно отделни пера по платежния баланс, и
- благодарение на К. Г. Попов разполагаме с грубо изчисление на националния доход за 1911 г., което ми позволява да опиша значението на резултатите от настоящото изследване.

III. Методика

Платежният баланс на Царство България от 1911 г. е разработен въз основа на „Ръководство по платежен баланс" на Международния валутен фонд[9]. Поради липса на достоверни данни е невъзможно точното изчисляване на част от нефакторните услуги (свързани със строителство и обмяна на валута) и инвестиционния доход (комисионите от трансакции с чужбина на банките). Редица от конструиращите платежния баланс пера (покупка на патенти и лицензи; лозове от лотарии; стипендии; дипломатически представителства; туризъм и др.) са оценени с доста голяма степен на приближение.

IV. Източници и начин на изчисляване на компонентите

Като основен източник за изчисляване на платежния баланс от 1911 г. са използвани официалните данни, публикувани в различни издания на Главната дирекция на статистиката. Информация за липсващите там пера е почерпена от изследванията на съвременни и днешни автори (К. Г. Попов, д-р Юрий, д-р С. Табаков, Ж. Натан и Л. Беров, Ив. Танчев) или от юбилейните сборници на БНБ, БДЖ и Главната дирекция на пощите, телеграфите и телефоните (ГДПТТ).

А. Текуща сметка

Търговски баланс (А.1.)

Търговският баланс (внос и износ) представлява едно от най-крупните пера в платежния баланс на България. По принцип информацията, предоставяна за този компонент от официалната статистика[10], е сред най-надеждните. За съжаление обаче от гледна точка на съвременната методология тя страда от някои пороци. Данните за реализираните внос и износ не са по цени FOB и CIF, невъзможно е да се извършат необходимите корекции за обхват (за стоки, несменили собствеността си, но отбелязани от търговската статистика като внесени/изнесени, и за онези, които са били унищожени след преминаването на националната граница), корекция за класификация (навло и застраховка на стоките), за цена (използване на реална вместо на пазарна цена) и корекция за време (например за стоки, про-

[9]Balance of Payments Compilation Guide. IMF: 1995, p. 380

[10]Статистически годишник на Царство България (СГЦБ), IV, С., 1912, с. 240 и сл.

давани на консигнация или на изплащане). В цитираното вече изследване на К. Г. Попов се споменава и за неотразен от статистиката внос на военни и други материали за близо 80 млн. лв.[11] Сумата е значителна и представлява 40% от официалния внос на България през 1911 г. За съжаление няма никакви данни за точната година на извършване на този нерегистриран внос. Може да се предположи обаче, че по-голямата му част е внесена през 1910—1912 г. Поради това в последната част на статията ще бъдат разгледани два крайни варианта на платежния баланс (със и без този внос).

Нефакторни услуги: транспортни такси (А.2.1.а.)

Включва пътнически и стокови такси и навло. Подобно на данните за външната търговия и тук за щастие разполагаме с надеждна информация, представена в поредицата „Статистически сведения за БДЖ и пристанищата“[12]. Посочените в нея приходи от международна дейност на Главната дирекция на железниците и пристанищата (ГДЖП) са намалени с известните ни разходи за солд[13] на чуждите корабни компании. Съществува сериозно съмнение, че това е бил единственият изходящ валутен поток по транспортирането на стоки. Но нито статистиката, нито балансите на БДЖ и Българското търговско параходно дружество не регистрират някакви други девизни разходи. Според Статистически годишник на Царство България наши вагони са пропътували 3 033 386 км повече по международни линии отколкото чуждестранните у нас. Алтернативен начин на изчисляване е невъзможен поради липса на публикувана сточна тарифа на БДЖ преди Първата световна война. Единствените данни, до които успях да се добера, покриват само преноса на насипно жито с морски съдове[14]. Макар то да представлява 70% от износа ни в през 1911 г., не разполагам с никакви сведения относно навлото на вносните артикули. Поради това допускането за салдото от транспортни такси чрез пряко изчисляване би довело до възможно значително изкривяване. Посочените в Таблица 1 данни представят

[11] *Попов*, с. 416.; *Юрий*, пос. съч., с. 5.

[12] Статистически сведения за БДЖ и пристанищата през 1911 г. С., 1913, с. 38.

[13] Годишен абонамент, плащан от правителството на български и чуждестранни корабни компании (Българското търговско параходно дружество), немското *Deutsche Levante Line* и френското *Fraissinet & C-ie*) за извършваните от тях превози на наш внос и/или износ. Вж повече в: *Каросеров, Ив.* Железопътната сточна тарифа спрямо Бургас и Варна. – Економически преглед, 1914, № 1—2, 10.

[14] *Саракинов, Г.* Навлото на пароходите и нашият износ – Известия на Бургаската търговско-индустриална камара, I, 1913, с. 194–195.

само валутните потоци от навло на стоки без застраховка, информация за която липсва.

Нефакторни услуги: пристанищни такси (А.2.1.б.)

От споменатите вече „Статистически сведения за БДЖ и пристанищата" се ползват печалбите на бургаското и варненското пристанище, намалени с разноските на акостиралите там български плавателни съдове. Изчислява се делът на двете пристанища от международния обмен на България по море (91.39%), като приходите им от портови такси се прехвърлят върху всички черноморски митници. По същия начин се калкулират приходите и на речните пристанища, като за база се използват пристанищните такси на Бургас и Варна. Сумата е намалена с предполагаемите разноски на наши параходи в чуждестранни пристанища, изчислени на база броя на опериращите в наши води български съдове. Поради липса на публикувани баланси на превозваческите компании по-точното определяне на перото е невъзможно. Значителният актив по този компонент на платежния баланс може да се обясни с дългото време (между половин и един месец), необходимо за обработване на корабите по българските портове[15].

Нефакторни услуги: пътувания (А.2.2.а.)

Наличните сведения по перото са недостатъчни за точното изчисляване на валутните приходи и разходи от/за пътувания в чужбина. Изданието „Статистически сведения за БДЖ и пристанищата" дава информация за броя на пристигащите, заминаващите и транзитно преминаващите лица по жп, речния и морския транспорт. Предполага се, че броят на пътуващите с други средства (каруци, пеша) е малък или е отразен в платежния баланс в графата „компенсация на заетите сезонни работници". За изчисляването на компонента „пътувания" се използва допускането за среден едномесечен престой в чужбина и 100 лв. разход. За транзитно преминаващите пътници се приема 2-дневен престой и 6 лв. общ разход. Сумата от 100 лв. месечен разход е почерпана от дебатите в Народното събрание относно приемането през 1911 г. на Закона за стипендиите. В изказванията си А. Екимов, И. Хаджиев и Вл. Моллов посочват респ. 130, 150 и 100–120 лв. разходи за квартира, прехрана, пътни и такса в университет[16]. Приех най-ниската посочена цифра по-

[15] *Каросеров, Ив.* Пос. съч., с. 10.

[16] Стенографски дневници на XIV ОНС, III редовна сесия, LIV заседание, 11 януари 1911, с. 1889, 1893, 1898–1899.

неже не повече от 5% от пътуващите са студенти (т. е. останалите не плащат университетски такси). Интересно е да се спомене, че използваният тук средеродневен разход в чужбина (3.33 лв.) е по-нисък от надницата на строителен работник в България (3.73 лв.). Резултатът е може би малко подценен, но това се компенсира от еднаквите разноски, предвидени за българите, пътуващи в странство, и чужденците у нас[17].

Наличните данни не позволяват това перо да се раздели на служебни и частни пътувания. Предвидените 1.448 млн. лв. кредити по бюджета за командировки не правят разграничение между служебни пътувания у нас и в чужбина. Може да се предположи, че не повече от 10% от сумата е изразходвана в чужбина (150 хил. лв.). Няма обаче никакви сведения за разходите за командировки на небългарски граждани у нас.

Държавният бюджет (ДБ) за 1911 г. предвижда 15 хил. лв. помощи за завръщането в родината на бедни българи, 9 хил. лв. за лекуване на лица с ниски доходи в чужбина и малко над 26 хил. по Емигрантския фонд. Тези суми обаче би трябвало да са включени в по-горното изчисление на пътуванията, поради което тук се споменават само за сведение[18].

Нефакторни услуги: стипендии (А.2.2.б.)

Въпреки положените усилия бе невъзможно да се определи точният брой на учещите в чужбина студенти. По предоставена от дългогодишния изследовател на проблема Ив. Танчев информация съм приел условно броя им за 3000 души. В споменатите вече дебати в Народното събрание 150 лв. са посочени като достатъчни за месечната издръжка на студент в чужбина. При 9-месечна учебна година това прави 1400 лв. годишен разход. Възможен алтернативен начин за определяне на платената от студенти валута е разделянето за 32 г. на посочените от Попов и Юрий суми за целия период. Така обаче не би се отчел естественият процес на нарастване на студентите в навечерието на войните и силно биха се подценили разходите по перото (4.2 млн. лв. по първия срещу 625 хил. лв. по втория метод). Определените с ДБ кредити за стипендии (но разните ми-

[17] В същите дебати министърът на просвещението Вл. Моллов споменава, че със 125 лв. в Париж „ще умрете от глад" (там пансион без закуска струва най-малко 100 лв.), докато в други западноевропейски градове животът е доста по-евтин. Това е причината и Министерството на народното просвещение да отпуска 2400 лв. годишна стипендия за Париж, по 2000 лв. за Виена, Берлин и Мюнхен и по 1800 лв. за малките градове. Пак там, с. 1898–1899.

[18] Стенографски дневници на XIV ОНС, III редовна сесия, с. 1200 и сл.

нистерства и фондове) са 410 хил. лв., но те в никакъв случай не покриват всички учещи в чужбина българи. Отново по информация на Ив. Танчев частните студенти са значително повече от онези на държавни разноски. Всичко това ме кара да приема като най-вероятен, макар може би леко надценен, 4.2 млн. лв. разход за стипендии.

Нефакторни услуги: комуникационни услуги (А.2. 3.а.)

Изчислението е въз основа на публикуваните в серията „Статистика за движението и развитието на телеграфопощенската и телефонна служба в България" данни за броя на пощенските и телеграфните връзки по международно направление. Единичната цена за изпратен/получен колет, писмо, картичка, ценна пратка и телеграма е взета от юбилейното издание „Шестдесет години пощи, телеграфи и телефони"[19]. Приема се, че половината приходи по международно направление остават в страната заедно с 50% от стойността на получените пратки, писма и телеграми. Поради липса на информация за международнния телефонен трафик сумата е закръглена на 1500 лв.

Нефакторни услуги: застраховки (А.2.3.б.)

При отсъствието на агрегирани официални данни се наложи да прибягна до индивидуалните баланси на чуждестранни застрахователни дружества, оперирали в България. За съжаление не всички от посочените в изследването на Ж. Натан и Л. Беров[20] дружества публикуват своите финансови отчети в „Държавен вестник". Няма никакви сведения например за „Ню Йорк" и „Россия". За френското „Ла Насионал" и италианското „Асикурациони дженерали" разполагаме със сведения за други (макар и близки до 1911 г.) години. Виенската компания „Анкр" пък не обнародва отделен баланс за дейността си в България. Поради всичко това получените резултати са с доста голямо приближение.

Нефакторни услуги: държавни услуги (посолства) (А.2.3.в.)

Изчерпателни сведения за разходите предоставя бюджета на Министерството на външните работи и изповеданията (МВРИ) и на Министерството на войната – за военните аташета. Поради невъзможност да се получат данни за разноските на дипломатичес-

[19]Статистика за движението и развитието на телеграфо-пощенската и телефонна служба в България през 1912 г., С., 1914, с. 11–16.; Шестдесет години пощи, телеграфи и телефони, 1878–1939 г. С., 1939, с. 220–227 и 319.

[20]*Натан, Ж. и Л. Беров*. Монополистическият капитализъм в България. С., 1958, с. 80–81.

ките представителства у нас от бюджетите на външните им министерства, те са изчислени на база броя на чуждестранните легации и консулства, сведения за които М. Матеева[21] предоставя в книгата си. Средните разноски на чуждите дипломатически представителства са занижени с 20%, за да отразят по-ниския стандарт у нас в сравнение с този в западноевропейските страни. Няма информация за събраните/платените такси за различни консулски услуги, поради което перото включва само разходите за заплати и веществени разноски, свързани с легациите.

Нефакторни услуги: покупка на патенти и лицензи (А.2.3.г.)

Официалната статистика не събира информация за закупените от чужбина лицензи и патенти. Единственият начин за макар и произволното определяне на тези разходи е да се види броят на нововъзникналите (за съжаление само едри) предприятия. Между 1909 г. и 1911 г. ползващите облаги по Закона за насърчение на местната индустрия фирми се увеличават със 76 (следователно 38 нови през 1911 г.). Ако се предположи, че 60% от тях (23 дружества) са закупили лицензи от по 1000 лв., се получава приблизителен разход от 23 хил. лв., които могат да бъдат закръглени на 25 хил. лв.

Невключени в платежния баланс нефакторни услуги: строителство и обмяна на валута

Невъзможно бе събирането на информация за тези две пера по платежния баланс както от официалната статистика, така и от различни други изследвания[22]. Трънските майстори са известни със своите строителни умения не само у нас, но и в съседните Сърбия, Турция и Гърция. В книгата си за балканското стопанско развитие Майкъл Паларе говори за македонски дюлгери, построили множество сгради в България[23]. Липсват обаче дори приблизителни данни за броя и доходите им. Невъзможно е и установяването на разходите от обмяна на валута. Поради златния стандарт може да се приеме, че арбитрираните суми не са твърде големи. Въпреки това близо 30% от международната ни търговия е с държави извън Латинския съюз (Великобритания, САЩ, Османската империя и др.). При 380 млн. лв. външен стокооборот би могло да се предположи, че

[21] *Матеева, М.* Консулските отношения на България. 1878–1986. С., 1988.

[22] Напр. *Станишев, Хр.* История на строежите и съобщенията в България от Освобождението до края на 1939 г. С., 1947.

[23] *Palairet, M.* The Balkan Economies, p. 1800–1914: Evolution without Development. Cambridge: 1997, Cambridge University Press, p. 356.

са обменени поне 115 млн. лв. Какви комисиони обаче са били платени в чужбина и какви са останали в страната, не е възможно да се определи. Най-обща представа може да ни дадат предвидените по бюджета за 1911 г. 280 хил. лв. кредити за ажио (курсови разлики). По-голямата част от тях обаче (250 хил. лв.) е за обслужването по външния дълг и е отразена в това перо на платежния баланс.

Доход: ***компенсация на заетите (сезонни работници) (А.3.1.)***

В „Стопанска България" К. Г. Попов посочва, че между 12 и 18 хиляди сезонни емигранти напускат ежегодно страната, докато д-р Юрий говори за 10 хиляди. Аз приемам средното 15 хиляди (0.35% от населението през 1911 г.), като определям разноските им въз основа проучването на д-р С. Табаков[24]. Сезонни работници у нас идват предимно от Македония и Одринско. Към размера на населението в тези области (по данни на В. Кънчов за 1900 г., към които е приложен темпът на нарастване за царството) се прилага утроеният коефициент на сезонни работници за Царството[25] (1%), но се калкулират 20% по-малки спестявания[26]. Основание за това са сведенията на М. Паларе за значителната сезонна емиграция от Македония и по-малките възможности за печалба (респ. за спестяване) в България в сравнение със САЩ, за където са оценките на д-р Табаков. Очевидно и тук получените резултати са приблизителни, но те отразяват общите тенденции във валутните потоци по това перо на платежния баланс.

Доход: ***преки инвестиции (дивиденти и тантиеми) (А.3.2.а.)***

Подобно на резултатите от застрахователна дейност и тук не съществуват агрегирани данни, поради което се налага компонентът да бъде изчислен, ползвайки публикуваните в „Държавен вестник" баланси на чуждестранните фирми. Като основа отново е ползвана книгата на Ж. Натан и Л. Беров[27], както и мои предишни проучвания върху някои дружества[28]. За немалко от компаниите липсват обнародвани баланси (например предприятието за електрическа енергия в Пловдив, текстилните фабрики „Беров & Хоринек" и „Принц Борис", бирената фабрика на братя Прошек и др.) или публи-

[24] *Попов*, с. 73.; *Юрий*. Пос. съч., с. 9.

[25] Тъй като според Palairet, M. Ibid. от Македония емигрират значително повече сезонни работници, отколкото от България.

[26] *Кънчов, В*. Избрани произведения, Т. 2, С., 1970, с. 590. За населението в Одринско – ЦДА, ф. 246, оп. 1, а. е. 443, л. 187–188.

[27] *Натан, Ж. и Л. Беров*. Пос. съч., с. 38–81.

[28] *Иванов, М*. Хроники за българския капитализъм. 2004 г. – непубликуван текст.

каците са за други години (кибритената фабрика в Костенец-баня, „Енергия“ от Русе, търговското дружество „Нафта“ и пр.). Това наложи известна условност на резултатите. Освен това често чуждестранните фирми завършват на загуба, което може би се дължи на счетоводни трикове за прикриване на реалната печалба. Наличните данни не дават възможност да се прецени дали посочените в балансите дивиденти са преди, или след облагането им с данък. Не са отчетени по платежния баланс дивидентите на две дружества („Гранитоид“ и „Мюлхаупт“), за които има сведения, че чуждестранните им акционери живеят в България, поради което ще бъдат отчетени по капиталовата сметка. Попов и д-р Юрий приемат 4.5 млн. лв. за доходи от български инвестиции в чужбина. Поради липса на по-точна информация[29] съм принуден да резделя горната сума между 11 години (преди 1900 г. едва ли е имало вложени в странство наши капитали).

Доход: *портфейлни инвестиции (лихви по фирмени, общински и държавни облигационни заеми, лозове от лотарии) (А.3.2.б.)*

Макар и непълни, данните за фирмените облигационни заеми са събрани от публикуваните в „Държавен вестник“ баланси. Лихвата по тях е изчислена, като се използва средният процент единствено по известните ни два заема на Електрическото дружество за София и България (4.25%). Като съществено перо по платежния баланс информацията за външните държавни заеми е в изобилие. Статистически годишник на Царство България дава точния размер на лихвения трансфер, а държавният бюджет – разходите за комисиони и ажио. Проблем представлява единствено установяването номинала на притежаваните от местни лица облигации по българските държавни заеми (БДЗ). Той се екстраполира чрез прилагане на валидните за портфейла на БНБ (за държавните) и на Българска търговска банка (за частните финансови институции) съотношения между акции и БДЗ облигации. Общият размер на притежаваните от финансовия сектор ценни книжа се установи чрез преглеждане на всички публикувани баланси в „Държавен вестник“, сп. „Банков преглед“ и пресата[30]. За съжаление бе невъзможно да се определи намиращият се в отделни лица, индустриални и други дружества но-

[29] Единствените сведения, на които се натъкнах, бяха 2.64 млн. лв. чуждестранни акции и облигации в портфейла на БНБ и 20 хил. лв., притежавани от фонд „Ефория на Висшето училище“ към държавния бюджет. Не е ясно обаче дали тези цифри представляват номинал, или преоценени цени на ценните книжа и какъв е бил доходът от тях.

[30] *Иванов, М.* пос. съч.

минал. Основавайки се на цитирания вече доклад на МФ от 1908 г., д-р Юрий приема държаните 3 години по-късно от български лица БДЗ облигации за 150 млн. лв. Според мен това е твърде голяма сума, като най-вероятно притежаваните у нас БДЗ и общински облигации са с номинал от максимум 85 млн. лв. Същият метод бе използван за определяне на обема на намиращите се в България облигации от петте общински заема. За разлика от външните дългове наличната за службата им информация е оскъдна [31], поради което се наложи да се приложат лихвените проценти по всеки един от тях (4.5% и 5%). Комисионата и ажиото по общинските дългове са екстраполирани от данните за БДЗ в държавния бюджет. Най-голям проблем представлява уточняването на свързаните с *лозовете*[32] на чуждестранни лотарии валутни потоци. Според публикации в сп. „Банков преглед" от 1911 г. и 1912 г. тази търговия се разраства значително през последните няколко години, което е причина тя да бъде наречена „новото иманярство". У нас лозовете се купуват с 50–60 лв. над борсовия им курс. Д-р Юрий не успява да посочи дори приблизителни суми по това перо на платежния баланс[33]. Ето защо съвсем условно приемам 10 хил. лв. дебит и 1000 лв. кредит.

Доход: *финансово посредничество (лихви и комисиони на банки) (А.3.2.в.)*

Общият размер на т. нар. „странни кореспонденти" на банките се агрегира въз основа на всички публикувани в „Държавен вестник", сп. „Банков преглед" и пресата баланси. Според изследването на Чарлз Гуудхарт през този период обикновено междубанковите кредити се отпускат при лихва, равна на официалния сконтов процент (Bank rate)[34]. Информация за лихвите на основните кредитни пазари (Париж, Берлин и Лондон) е почерпана от монографията на С. Хомер и Р. Сила, като е изчислена средната лихва, прилагана на трите борси (3.328%)[35]. Чуждестранните капитали в българските банки са олихвени с осреднената 6.75% лихва, прилагана от БНБ (официален) и Българската търговска банка (частен капиталов пазар). Представените в Таблица 1 комисиони за съжаление не отразяват целите ва-

[31] Кратки сведения за номинала и емисионния им курс дава само Попов, с. 443.

[32] лоз (нем.) – лотариален билет, фиш.

[33] В статията си той отбелязва: „изнесената по тоя път сума не може да се знае", вж Юрий, с. 9.

[34] *Goodhart, C A E,* The Business of Banking 1891–1914. Brookfield, 1986, p. 178.

[35] *Homer, Sidney and Richard Sylla.* A History of Interest Rates. New Brunswick and London: Rutgers University Press, 1991.

лутни потоци по това перо, а само платеното ажио по държавния бюджет (без това по външните дългове) и сумите, приведени на чуждестранни телеграфни агенции и кореспонденти.

Доход*: текущи трансфери (членски внос в международни организации) (А.3.3.а.)*

При наличното ниво на информация по това перо е невъзможно разделянето на потоците между държавни и частни трансфери. Повечето от класифицираните днес тук съставки (международна техническа и финансова помощ, опрощаване на дължими към друга държава такси, данъци и пр.) не съществуват през 1911 г., поради което те са изключени от Таблица 1. Държавният бюджет предоставя изчерпателна информация за платените като членски вноск суми в седем международни организации (Брюкселския митарствен съюз, Земеделския институт в Рим, Международната сеизмологична асоциация, Международния жп конгрес, Международното пощенско писалище в Берн и др.).

Доход: *текущи трансфери (преводи от емигранти) (А.3.3.б.)*

Частични данни за трайно емигрираните в чужбина българи дават К. Попов, д-р Юрий и Статистически годишник на Царство България (по преброяването от 1910 г.). Макар официалната статистика да показва едва 13 406 емигранти в САЩ, реално броят им е около 80 хиляди (средно по 7500 нови на година). В изследването си д-р С. Табаков посочва 1000 лв. като сума, която всеки емигрант изпраща в родината, но за новодошлите през 1911 г. 7500 души тя трябва да бъде намалена наполовина с активите, които те са взели със себе си в Америка. Много „по-широко приблизителни" са оценките за сумите, изпращани от трайно преселилите се в царството чужденци. Според преброяването от 1910 г. в страната живеят близо 50 хиляди поданици на други държави. Към тях трябва да се прибавят 160 хиляди емигранти от останалите извън царството територии. След корекция за новодошлите (носещи свои активии, които трябва да се приспаднат) и при допускането, че едва един на всеки трима българи от Македония, Одринско и Румъния изпраща по 500 лв. годишно (тъй като повечето от тях се преселват със семействата си), по това перо на платежния баланс активът е 13.4 млн. лв. Към този компонент на платежния баланс трябва да се добавят отразените в държавния бюджет разходи за поддържания от проф. Вайганд български семинар в Лайпцигския университет (5000 лв.) и за издръжката на делегата на държателите на титри по БДЗ (120 хил. лв.).

Б. Капиталова сметка

Придобиване на земя, опрощаване на дългове (Б.1.)

Според информацията (държавния бюджет) през 1911 г. България не купува ново недвижимо имущество за дипломатическите си мисии в чужбина. Малко вероятно е такова да е било закупено и у нас. Няма данни и за опрощаване на частни или публични дългове от външни или наши кредитори.

В. Финансова сметка

Преки чуждестранни инвестиции (ПЧИ) (В.1.)

В българските условия като преки би трябвало да се третират всички чуждестранни инвестиции в акционерен капитал. Възприетото в практиката „правило на 10% минимално чуждо участие" за съжаление е трудно приложимо, тъй като за повечето от ПЧИ не разполагаме с информация какъв процент от капитала е притежаван от външните инвеститори. При неразвитостта на капиталовия пазар в България и сравнително високата рискова премия на инвестициите у нас може да се очаква, че чуждестранните капитали ще се опитат да потърсят максимална гаранция чрез придобиване на поне блокираща квота (34%).

Данни, макар и непълни, отново могат да бъдат почерпани само от публикациите в „Държавен вестник". Те обаче не дават изчерпателна информация за всички ПЧИ. Няма сведения български лица да са участвали в капитала на чуждестранни дружества, макар това да не е невъзможно. Податки дава единствено балансът на БНБ, в който фигурират 2.64 млн. лв. чуждестранни акции и облигации и 400-те акции от Румънската народна банка, притежавани от бюджетния фонд „Ефория на Висшето училище". Не е ясно обаче дали тези цифри представляват номинал, или преоценени цени на титрите, каква част от споменатия портфейл на БНБ е в акции и най-важното – колко от тях са придобити през 1911 г. Всичко това ме кара да предвидя един символичен разход по перото от 100 хил. лв.

Портфейлни инвестиции (емисии и амортизации по фирмени, общински и БДЗ облигации) (В.2.)

1911 г. е една от малкото години, в които държавата и общините не емитират нов дълг. Само „Електрическото дружество за София и България" увеличава облигационните си задължения с близо 635 хил. лв. Така по това перо от платежния баланс се отразяват единствено извършените амортизации по различните чуж-

дестранни портфейлни инвестиции у нас. За изчислението им е следвана методологията, използвана за определяне на лихвените плащания по тези три вида ценни книжа (вж по-горе А.3.2.б.). Единствената разлика е, че по това перо на финансовата сметка не се отчитат разноските за разлики в курса и банкови комисиони.

Други инвестиции (чуждестранни кореспонденти на банките, международни преводи от БНБ и пощите, търговски кредити и др.) (В.3.)

Наличната информация позволява по това перо да бъдат изчислени само валутните депозити (известни в началото на 19. век под името „странни кореспонденти"). Данните за тях са взети от публикуваните в „Държавен вестник", сп. „Банков преглед" и пресата банкови баланси. Резултатите показват значителен превес на вложените в чужбина влогове на български финансови институти (особено БНБ и Българската земеделска банка). Противно на очакванията създадените у нас чуждестранни банки не ползват евтино финансиране от своите сродни институти в чужбина. За съжаление е невъзможно да се определи размерът на международните търговски кредити, насочени към реалния сектор в България. Такива без съмнение има, но обнародваните баланси не позволяват разграничаване според националната принадлежност на кредиторите. БНБ и Пощенска спестовна каса отчитат значителен приток на девизи. Очевидно публиката е все още скептична към традиционните банкови канали и предпочита да извършва международните си преводи чрез двата държавни института.

Резервни активи (В.4.)

Действащият през 1911 г. Закон за БНБ[36], приет през 1906 г., не предвижда създаването на валутен резерв. Според правилата на Латинския монетен съюз, чийто член е и България, девизната наличност на банката се състои от монетната емисия и намиращите се по кореспондентски сметки авоари. Тъй като чуждесстранните кореспонденти на БНБ вече бяха отразени в перо „други инвестиции", то тук се представя само изменението, настъпило в паричния шок през годината. Според публикувания баланс на емисионния институт през 1911 г. монетната наличност е увеличена с малко над 634 хил. лв.

[36] „Държавен вестник", № 32, 10 февруари 1906 г.

V. Резултати и изводи

По принцип използваната днес методология е трудно приложима към отдалечени в миналото периоди, особено за страна, чиято статистика е немного над средното за Европа равнище. Това налага сериозна изследователска и евристична работа за запълването на доста от липсващите парчета от картината. Както описах в предходната част, за конструирането на платежния балнс през 1911 г. бяха привлечени най-различни по характера си източници. Невинаги обаче бе възможно да се преодолеят празнотите в наличната информация и дори в крайния вариант някои от компонентите на платежния баланс остават неуточнени (строителство, обмяна на валута) или оценени съвсем „широко приблизително" (пътувания, комисиони, стипендии, емигранти и др.).

Описаната в Таблица 1 оценка за българския платежен баланс през 1911 г. страда и от редица други „пороци". Някой от активните за страната ни пера изглеждат надценени (транспорт, пътувания, емигранти), а пасивни – подценени (търговски баланс, застраховки, дивиденти, комисиони, други инвестиции и пр.). До каква степен това обаче изкривява получения резултат и дали тези „пороци" не се компенсират от други, с обратен знак, е неясно. Подценяването на активни за България компоненти (преки инвестиции) и надценяването на пасивни (платените лихви по общинските и БДЗ дълговете, стипендиите и пр.) натискат надолу положителното за страната ни салдо по платежния баланс. Тези противоположни статистически грешки ме карат да приема като максимално близка до реалността крайната оценка, представена в таблицата.

Таблица 1

ПЛАТЕЖЕН БАЛАНС НА ЦАРСТВО БЪЛГАРИЯ ЗА 1911 Г.

(в златни левове)

	Дебит	Кредит	Салдо
А. Текуща сметка			**-17665390**
1. Търговски баланс	**-199344808**	**184633945**	**-14710863**
2. Нефакторни услуги	***-13584597***	***39978621***	***26393024***
2.1. Транспорт	-196550	29986425	29789875
2.1.а. Навло и транспортни такси	-72571	27690515	27617944
2.1.б. Пристанищни такси	-123979	2295910	2171931
2.2. Пътувания	-10043900	6063502	-3980398
2.2.а. Туризъм	-5843900	6063502	219602
2.2.б. Стипендии	-4200000	0	-4200000
2.3. Други услуги	-3319147	3928694	583547
2.3.а. Комуникационни услуги			

(пощи, телеграфи и телефони)	-12987	94123	80136
2.3.б. Застраховки	-2000000	600000	-1400000
2.3.в. Държавни услуги (посолства)	-1306160	3234571	1928411
2.3.г. Покупка патенти и лицензи	-25000	0	-25000
3. Доход	***-111593382***	***95570831***	***-16022551***
3.1. Компенсация на заетите (сезонни работници)	-19500000	21000000	1500000
3.2. Инвестиционен доход	-32053664	1195831	-30857833
3.2.а. Преки инвестиции	-2135000	409091	*-1725909*
3.2.аа. Дивиденти и тантиеми	-2135000	409091	*-1725909*
3.2.б. Портфейлни инвестиции	-29244781	1000	-29243781
3.2.ба. Лихви по фирмени облигационни заеми	-359593	0	-359593
3.2.бб. Лихви по общински облигационни заеми	-2483987	0	-2483987
3.2.бв. Лихви по външен държавен дълг	-26391201	0	-26391201
3.2.бг. Лозове от чужди лотарии	-10000	1000	-9000
3.2.в. Финансово посредничество	-673883	785740	111857
3.2.ва. Лихви по странни кореспонденти при банки	-532103	785740	253637
3.2.вб. Комисиони	-141780	0	-141780
3.3. Текущи трансфери	-60039718	73375000	13335282
3.3.а. Членски внос в международни организации	-14718	0	-14718
3.3.б. Преводи от емигранти	-60025000	73375000	13350000
Б. Капиталова сметка			**0**
1. Придобиване земя, опрощаване дългове	***0***	***0***	***0***
В. Финансова сметка			**83220388**
1. Преки инвестиции	***-100000***	***5175000***	***5075000***
2. Портфейлни инвестиции (емисии и амортизации по фирмени, общински и БДЗ облигации)	***-6193760***	***634500***	***-5559260***
2.1. Фирмени облигациионни заеми	-170667	634500	463833
2.2. Общински облигационни заеми	-428395	0	-428395
2.3. БДЗ облигационни заеми	-5594698	0	-5594698
3. Други инвестиции	***-26406133***	***103575781***	***77169648***
3.1. Депозити на нерезиденти	-7883000	23607631	15724631
3.2. Международни преводи БНБ и пощите	-18523133	79968150	61445017
4. Резервни активи	***0***	***6535000***	***6535000***
Общо салдо по платежния баланс (А+Б+В)			**+78879998**
Национален доход			**1646800000**

Дефицит по текущата сметка, процент от националния доход	**-0.26**
Дефицит, процент от националния доход, вариант 2	**-2.69**

Източник: вж текста.

При толкова потенциални „пороци" и статистически грешки не може да не се запитаме струва ли си подобно усилие и с какво то би допринесло за разбирането на българското стопанство от началото на XX век?

Разглежданият тук платежен баланс се отнася за период, който единодушно се определя като „златно десетилетие" или „седем тлъсти години". Той безспорно представлява връх в следосвобожденското ни икономическо развитие, резултат от редица стопански решения и реформи, водещи началото си още от края на 80-те години на XIX век. Два са битуващите прочита, които ни предлага родната стопанска историография. Периодът се осмисля като резултат от протекционистичното законодателство или от „преработването" на външен дълг. Възможно е и трето обяснение: пряко то влияние на международната конюнктура, т.е. този скок (по Ростоу и Гершенкрон[37]) е резултат от оживлението в световната икономика след кризата от 1907 г. Без това да е предмет на настоящото проучване, конструираният платежен баланс може би има ресурс да хвърли известна светлина върху природата на българското „златно" десетилетие. Въпреки безспорната си изостаналост, ако може да се доверим на представения тук платежния баланс, в навечерието на войните нашето стопанство е успяло вече да изгради собствен имунитет, гарантиращ му известна валутна автономност. Двадесет и два месеца след последния значителен приток на валута[38] (заема от 1909 г.) българската икономика разполага с ресурс за самостоятелно финансиране на девизните си нужди. Макар

[37] Ростоу определя „излитането" (take-off) на икономиката като „интервал, през който старите блокове на съпротива на устойчивия растеж са най-сетне преодолени. Модерните икономически сили експлодират и стават доминиращи в обществото. Растежът става негова естествена характеристика..." *Rostow, W. W.* The Stages of Economic Growth. A Non-Communist Manifesto, 3rd ed., Cambridge, NY, Port Chester, Melbourne, Sidney, 1990, pp. 7–8. Гершенкрон предпочита термина „внезапен тласък" (spurt). Тук двата термина са „обединени" в популярното „скок".

[38] 4.5% 1909 БДЗ е емитиран през февруари 1910 г. Вторият заем от същата година: 4.75% 1909 (за Независимостта) не постъпва реално в държавното съкровище, а само „счетоводно" урежда насрещните претенции на Русия към Турция и на Турция към България.

и само 2.36% от националния доход, реализираният излишък говори за нарастващите възможности на икономиката ни. При пълното отсъствие на девизни рестрикции, каквито действат почти непрекъснато през десетилетията след Първата световна война, дефицитът по търговския баланс е 0.89% от националния доход, а текущата сметка на практика е уравновесена (дефицит от 0.26%)[39]. Активното салдо по нефакторните услуги, преводите от емигранти и ускоряващите растежа си преките чуждестранни инвестиции са повече от достатъчни за компенсиране пасивите, произхождащи от обслужването на външния дълг и вноса. Преките инвестиции заслужават специално внимание, тъй като те имат важна, макар и неопределяща все още, роля за получените оптимистични резултати по платежния баланс. Три от тях днес бихме определили като „инвестиции на зелено" (обущарското дружество „Астра", Българското минно дружество и немската концесия за изкуствени торове) , а две-като „навлизане на стратегически инвеститор" (Балканска банка в русенското металообработващо предприятие „Енергия" и „Изида" в Българско кариерно дружество). С основаните само пет нови акционерни дружества[40] 1911 г. не е сред най-успешните години. Макар и не върхова обаче, тя маркира нарастващата атрактивност на страната сред западноевропейските инвеститори. Нереализираният напълно потенциал на България в тази посока гарантира бъдещи резерви за компенсиране на дефицита по текущата сметка и реализиране на излишък по платежния баланс. Общото активно салдо по платежния баланс от 78.9 млн. лв. се равнява на почти тригодишното обслужване на външния дълг и създава буфер, който да служи като гаранция срещу непредвидени валутни разходи и стопански шокове.

Дори при споменатия вече Вариант 2 (включвайки нерегистрирания от официалната статистика внос на военни материали) картината остава подчертано положителна. Дефицитът по текущата сметка е в рамките на поносимите 2.69% от националния доход, а салдото по платежния баланс е достатъчно за едногодишния дългов трансфер към чужбина. Вариантът описва една екстремална си-

[39] 2.69% при Вариант 2 (ако се включи нерегистрирания от статистиката внос на военни материали).

[40] По данни от Натан-Беров (*Натан, Ж и Л. Беров*. Монополистическият капитализъм в България. С., 1958, с. 80-89.). Изследването на Д. Йорданов е очевидно непълно, даващо само едно ново дружество. (*Йорданов, Д.* „Капиталите на българските акционерни дружества в навечерието на Балканската война", „Банков преглед", VI, 1914, № 6, с. 129.

туация, излизаща извън нормалните рамки, в което се движи българската икономика. Това ме кара да го споменавам само като една допълнителна хипотеза.

Обрисуваната в Таблица 1 картина представя икономиката ни като значително по-добра, отколкото сме свикнали да си я представяме. Три десетилетия след възстановяването си българската държава е в състояние да се справя самостоятелно с девизните си проблеми. Дефицитът по текущата сметка е пренебрежимо малък и се покрива три пъти от притока на ПЧИ (17.7 млн. лв. срещу 51.8 млн. лв.). Без да достигат размерите на черногорската и гръцката диаспора, в навечерието на войните нашите емигранти и сезонни работници вливат в икономиката ни годишно близо 100 млн. лв. Всичко това ме кара да приемам скептично хипотезата на Румен Аврамов, че всяко прекъсване на външното финансиране преди Първата световна война заплашва България от финансова криза, подобна на онази от началото на XX век. Според него дори и без войните, които той нарича „изкуствена точка на пречупване", икономиката ни няма потенциал за продължително постъпателно развитие, основано на „рециклирането на външен дълг". Рано или късно щяха да се проявят тлеещите проблеми и в средносрочна перспектива дългово бреме щеше да стане непоносимо за икономиката[41].

Конструираният вече български „стопански модел" (колкото и условно да е използването на подобен термин) е средата, в която заложените преди повече от десетилетие тенденции започват да дават плодовете си. Сравнително либералната му, на фона на междувоенния период, структура (с двете важни изключения – държавния монопол върху инфраструктура и комуникации и индустриалния протекционизъм) създава условия за постепенното стабилизиране на икономиката. Въпреки все още значимите дефицити в различни области на икономиката през 1911 г. българското стопанство е вече надживяло своите „детски болести" (административен хаос, валутна нестабилност, изолираност и пр.). Значимият външен[42] шок (трите неуспешни войни, „увенчани" с трънния венец, изплетен в Ньой) има ефекта на атомна експлозия, изместила треакторията на развитие. Без неговото затормозяващо въздействие представеният тук платежен баланс позволява да се предположи един по-оптимистичен сценарий за растеж на българскта икономика.

[41] *Аврамов, Р.* Стопанският 20. век на България. С., 2001, с. 55, 106–107.

[42] Макар „външен" за икономиката, той е плод на чисто вътрешни решения.

DP/47/2005

Лихвените спредове на търговските банки в България

Михаил Михайлов

Резюме. Лихвеният спред, или разликата между лихвените проценти по кредитите и депозитите, е един от основните показатели за банковата система. Неговата величина може да служи като важен източник на информация за оперативната ефективност на финансовото посредничество, конкуренцията в банковата система, експозицията и чувствителността към различните видове риск в дейността на търговските банки. Това изследване използва панелен модел, за да идентифицира основните фактори за динамиката на лихвените спредове в българската банкова система. Разгледано е влиянието на различни макро- и микроикономически променливи, сред които състоянието на икономическата активност, темпът на инфлация, пазарната структура в банковия сектор и редица показатели, характеризиращи състоянието на отделните банки. С цел да се установи дали лихвените спредове на големите и малките банки реагират по различен начин на промените в изброените фактори, моделът е оценен и за формирани според големината на активите групи.

Abstract. Interest rate spread, as measured by the difference between lending and deposit interest rate, is one of the banking system main indicators. It can be used as an important source of information about the operational efficiency of financial intermediation, banking competitiveness, the exposure and sensitivity of banks to various risks. This paper makes use of a panel data model to identify the main determinants of interest rate spreads in the banking system in Bulgaria. The study examines the role of a set of macro- and microeconomic factors, including the economic activity, inflation rate, banking system market structure and a number of bank-specific characteristics. In order to examine whether these factors have different impact on interest spreads of large and small banks, the model is estimated for sub-samples of banks with different asset size.

Съдържание

I. Въведение .....

II. Дефиниция и тенденции в динамиката на лихвения спред .....

III. Моделиране на лихвения спред .....

IV. Данните .....

V. Резултати .....

VI. Заключение .....

VII. Литература .....

VIII. Приложение .....

Михаил Михайлов, БНБ, дирекция „Икономически изследвания и прогнози , e-mail mihaylov.m@bnbank.org , тел. 1294.

I. Въведение

Лихвеният спред, или разликата между лихвените проценти по кредитите и депозитите, обикновено е обект на интерес поради две основни причини. От една страна, лихвеният спред може да се интерпретира като измерител за цената на финансовото посредничество и ефективността при разпределението на кредитните ресурси. Добре известно е, че развитието на финансовата система и икономическият растеж са свързани помежду си, като финансовото посредничество може не само да следва, но и да играе активна роля за икономическото развитие (вж. напр. *Levine*, 1997). От тази гледна точка за икономическия растеж е особено важно изграждането на ефективно функциониращa банкова система, която осъществява финансовото посредничество при възможно най-ниска цена. Широкият лихвен спред се разглежда като негативно явление, което, ограничавайки търсенето на заемни средства и акумулирането на депозити в банковата система, възпрепятства задълбочаването на финансовото посредничество и положителните му ефекти върху икономическото развитие. От друга страна, динамиката на лихвения спред е важна за стабилността на банковата система, тъй като той е основният компонент на финансовия резултат за търговските банки. Поддържането на по-широк лихвен спред осигурява по-висока печалба, която ако бъде използвана за разширяване на капиталовата база, може да увеличи устойчивостта на банките към различните видове риск и по този начин да укрепи стабилността на банковата система.

Значението на лихвения спред като обект на изследване произтича и от това, че той може да служи като важен източник на информация за развитието на банковата система. Лихвеният спред отразява влиянието на редица фактори, сред които състоянието на оперативната ефективност и конкуренцията в банковия сектор, влиянието на задължителните минимални резерви, чувствителността към кредитния риск, състоянието на ликвидността и капиталовата позиция, както и влиянието на макроикономическата среда върху банковата система (*Demirgüç-Kunt, Huizinga,* 1998). По този начин лихвеният спред може да бъде използван като косвен индикатор за ефективността на финансовото посредничество, силата на конкурентния натиск, влиянието на макроикономическите условия, регулативната рамка и различните рискове, на които е изложен банковият сектор.

През последните години банковата система в България претърпя редица промени, което поставя въпроса за отражението им върху ценовата политика на банките. От една страна, коренно се промениха макроикономическите условия, в които функционира банковият сектор. Постигнатото благодарение на паричния съвет стабилизиране на инфлацията трайно потисна инфлационните очаквания и се отрази положително върху икономическата активност, което създаде благоприятна среда за развитието на банковата система. Наред с това настъпиха значителни изменения и в структурата на банковия сектор. Приватизационните процеси доведоха до засилване на конкуренцията и стремеж към повишаване на ефективността, които се отразиха върху ценовата политика на банките. Целта на това изследване е да идентифицира основните фактори, които определят динамиката на лихвения спред в банковата система. По-конкретно, обект на изследване е влиянието на основните макроикономически променливи – състоянието на икономическата активност, инфлационните очаквания и лихвеното равнище, както и влиянието на редица микроикономически променливи, отразяващи индивидуалните характеристики на банките (оперативните разходи за дейността, качеството на кредитния портфейл, състоянието на капиталовата позиция, срочната структура на депозитите и пазарния дял).

Изследването е структурирано, както следва. В част II се дискутира дефиницията на лихвения спред и са описани основните тенденции в неговата динамика през последните пет години. На базата на агрегирани данни за банковата система там е оценено и влиянието, което лихвените проценти по кредитите и депозитите са оказали върху размера на лихвения спред. Спецификацията на емпиричния модел е представена в част III, а част IV съдържа описание на използваните данни. Резултатите от оценяването на модела са коментирани в част V. Накрая, в заключението, са обобщени основните резултати от изследването.

II. Дефиниция и тенденции в динамиката на лихвения спред

Разнообразието от показатели за лихвения спред налага още в началото да се направят няколко уточнения по отношение на неговата дефиниция в това изследване. Първо, необходимо е уточнение за кръга активи и пасиви, които ще бъдат обхванати при определянето на лихвения спред. В най-широк смисъл лихвеният спред може да се определи като разлика между лихвените равнища по всички

лихвоносни активи и цената на всички ресурси, за привличането на които се правят лихвени разходи. Това изследване се ограничава с една по-тясна дефиниция, която обхваща само основната част от банковата дейност, а именно привличането на депозити и отпускането на кредити на нефинансовите институции и домакинствата, т.е. тук лихвеният спред измерва разликата между цената на кредитните ресурси и лихвения процент по привлечените депозити.

Второ, в това изследване лихвените равнища по кредитите и депозитите представляват имплицитни лихвени проценти, получени въз основа на данни за лихвените приходи по кредитите и направените лихвени разходи по депозитите.[1] От гледна точка на анализа на лихвените спредове имплицитните лихвени равнища имат редица предимства пред обявяваните от банките лихвени проценти. Освен че са по-удобни при анализа на рентабилността, имплицитните лихвени проценти могат да осигурят и по-точна представа за цената на кредитите и депозитите, при условие че се отчетат и нелихвените ценови условия (таксите и комисионите), прилагани от банките.[2] За разлика от лихвените проценти по новоотпуснатите кредити и депозити имплицитните лихвени проценти обаче в известна степен отразяват и минали решения, тъй като се определят на базата на информация за всички кредити и депозити, включително възникналите в предходни периоди. В конкретния случай динамиката на двата типа лихвени проценти е сходна, което се дължи на широкото използване на плаващи лихвени проценти по кредитите и краткия матуритет на привлечените депозити.[3]

Графика 1 показва динамиката на лихвения спред, а графики 2 и 3 – съответно средните лихвени проценти по кредитите и депозитите. Променливите са представени както за банковата система като цяло, така и по обособени според размера на банките групи.[4] Лих-

[1] Средните лихвени проценти по кредитите и депозитите са изчислени съответно като отношение на лихвените приходи по кредити към обема на кредитите и като отношение на лихвените разходи за депозити към обема на депозитите. Обхванати са всички кредити и депозити независимо от матуритета и валутата, в която са деноминирани.

[2] В първоначалния вид на изследването беше предвидено лихвеният спред да се изчисли с имплицитни лихвени проценти, които вземат предвид и прилаганите от банките такси и комисиони. Това обаче не бе осъществено поради някои особености в данните, породени от счетоводното отчитане.

[3] Колкото по-кратък е матуритетът на инструментите и по-широко е използването на плаващи лихви, толкова по-малка е разликата между обявяваните и имплицитните лихвени проценти.

[4] Клоновете на чуждестранни банки са изключени от обхвата на банковата система. Критерият за групирането на банките е обемът на активите. Повече подробности около класификацията са представени при описанието на данните.

вениям спред следва динамиката на лихвеното равнище, в която ясно се открояват три периода: намаление през цялата 1999 г., последвано от възходящо движение в периода от началото на 2000 г. до края на 2001 г., когато се формира запазващата се и в момента тенденция към намаление на неговия размер. Лихвените проценти по кредитите реагират по-бързо на промените в монетарните условия и лихвеното равнище, докато депозитните лихвени проценти се движат в много по-тесни граници. Динамиката на лихвения спред се формира основно под влияние на измененията в лихвените проценти по кредитите, формално потвърждение за което дава таблица 1. В нея са представени коефициентите на корелация между спреда и лихвените проценти по кредитите и депозитите, изчислени както за равнищата на променливите, така и по отношение на техните първи разлики. Силната зависимост между лихвения спред и средния лихвен процент по кредитите показва, че при изменения в икономическата среда банките реагират главно с промяна на лихвените проценти по кредитите.

Таблица 1

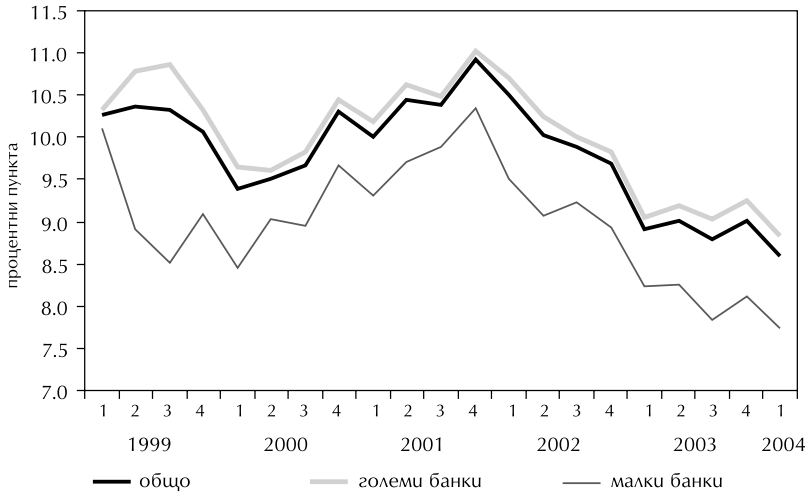
КОРЕЛАЦИЯ НА ЛИХВЕНИЯ СПРЕД СЪС СРЕДНИЯ ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ ПО КРЕДИТИТЕ (I_L) И СРЕДНИЯ ЛИХВЕН ПРОЦЕНТ ПО ДЕПОЗИТИТЕ (I_{DEP})

	Банкова система	Големи банки	Малки банки
Корелация на лихвения спред с:			
i_L	0.9527	0.9366	0.9283
i_{DEP}	0.2129	0.3671	-0.4719
Корелация на измененията в лихвения спред с:			
$D(i_L)$	0.9720	0.9703	0.9615
$D(i_{DEP})$	-0.1162	-0.2624	0.3550

Лихвените спредове на двете групи банки се движат заедно, но малките банки поддържат по-тесен лихвен спред от останалите. Това вероятно се дължи на по-високите лихвени проценти по депозитите, които те предлагат, за да разширят депозитната си маса. Лихвеният спред на малките банки остава по-нисък в рамките на целия разглеждан период, въпреки че през втората половина на периода по-високата цена на финансирането е причина средният лихвен процент по отпусканите от тях кредити да надхвърли този за системата като цяло.

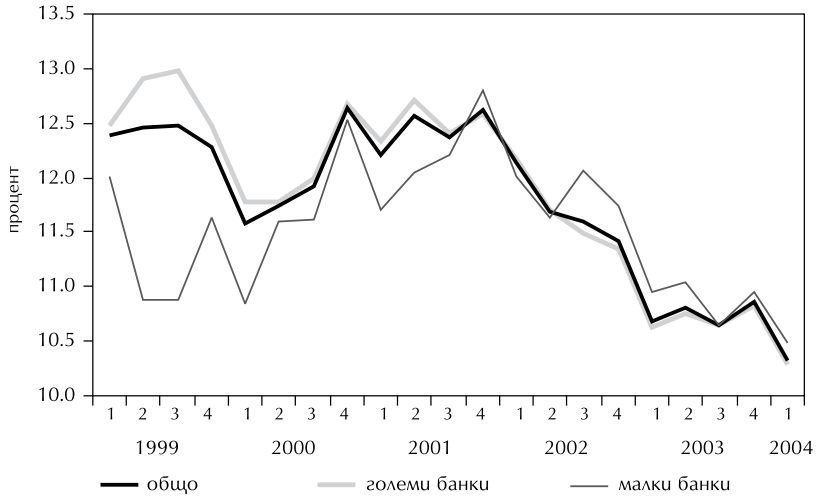
Графика 1

ЛИХВЕН СПРЕД



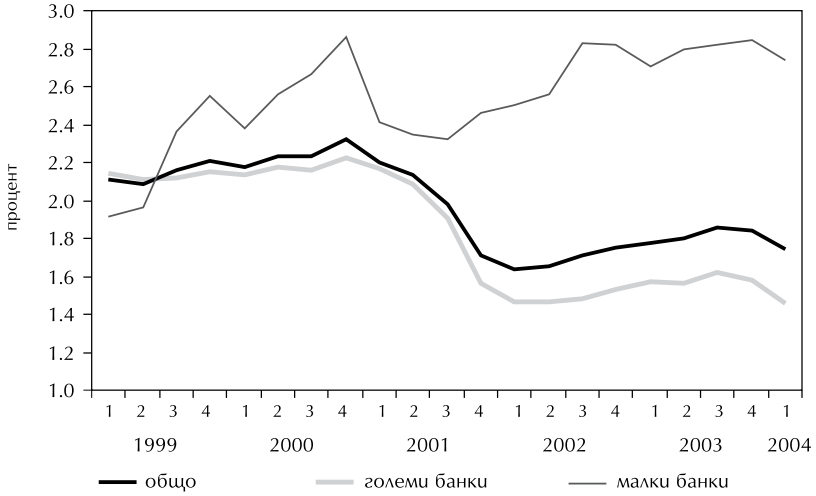
Графика 2

ЛИХВЕНИ ПРОЦЕНТИ ПО КРЕДИТИТЕ



Графика 3

ЛИХВЕНИ ПРОЦЕНТИ ПО ДЕПОЗИТИТЕ



III. Моделиране на лихвения спред

След като предварителният поглед върху данните показа, че измененията в лихвения спред се дължат главно на лихвените проценти по кредитите, следващата стъпка е да се идентифицират факторите, определящи динамиката на лихвения спред. За тази цел построяваме модел, в който лихвеният спред е представен като функция на набор от макро- и микроикономически променливи, за които се предполага, че влияят върху ценовата политика на банките.[5]

Една част от обяснителните променливи в модела отчитат влиянието на макроикономическата среда. *Първо*, върху размера на лихвения спред би трябвало да дават отражение инфлационните очаквания. Изгледите за ускоряване на инфлацията засилват несигурността, на което банките се очаква да реагират с разширяване на

[5] Обикновено моделирането на лихвения спред се основава на две теоретични рамки. Първо, като такава служи литературата за индустриалната организация и микроикономическата теория за банковата дейност. Други изследвания се базират върху модела на *Ho и Saunders* (1981), в който се изхожда от стремежа на отделната банка да минимизира несъответствието между входящите и изходящите потоци, а оттам и изложеността към лихвен риск. Направените впоследствие към него допълнения се отнасят до кръстосаната еластичност между търсенето на банковите продукти (*Allen*, 1988) и влиянието на кредитния риск (*Angbazo*, 1997).

лихвения спред. *Второ*, величината на лихвения спред би трябвало да се променя в съответствие със състоянието на икономическата активност. Чрез влиянието си върху финансовото състояние на кредитополучателите тенденциите в икономическата активност се отразяват върху кредитния риск в икономиката и съответно върху изискваната от банките рискова премия. Високата икономическа активност влияе положително върху финансовото състояние на кредитополучателите и понижава общия риск в икономиката, което създава условия за намаление на рисковата премия и лихвения спред. Обратно, отслабването на икономическата активност поражда опасения за способността на длъжниците да обслужват своите дългове и води до увеличение на изискваната от банките рискова премия. Известно е, че рисковата премия не е постоянна, а се колебае в съответствие с равнището на риска в отделните фази на бизнес цикъла. Състоянието на икономическата активност и цикличната позиция на икономиката често се преценяват въз основа на отклонението на реалния БВП от неговия тренд.[6] Въпреки че в случая получаването на коректна оценка за потенциалния доход е възпрепятствано от краткия период, с който разполагаме, влиянието на икономическата активност върху рисковата премия и лихвения спред на банките не трябва да се игнорира. Променливата за икономическата активност в това изследване е дефинирана като отклонение на реалния доход от тренда. Въпреки че заради краткия период трендът не е в състояние да послужи като оценка за равнището на потенциалния доход, отклоненията от него могат да се приемат като сигнал за ускоряване или забавяне на икономическата активност.

Динамиката на лихвения спред зависи и от доходността на активите, инвестициите, в които са алтернатива на кредитната дейност (това са вземания от финансови институции, предимно депозити в чуждестранни банки, и портфейли от ценни книжа). Повишението на доходността на тези активи би могло да ограничи предлагането на кредити, от което да последва увеличение на лихвените проценти по кредитите и разширяване на лихвения спред. Значението на въпросния фактор за динамиката на лихвения спред е обусловено от значителния дял на тези активи в баланса на банковата система непосредствено след финансовата криза от 1997 г., когато

[6] При условие че е оценен за достатъчно дълъг период от време, трендът на БВП може да служи като оценка за потенциалното равнище на дохода, а отклоненията от него да се интерпретират като циклични колебания.

банките инвестираха голяма част от привлечените средства под формата на чуждестранни активи (предимно депозити в чуждестранни банки). След като в края на 2000 г. лихвените проценти на международните финансови пазари започнаха да се понижават, и банките пристъпиха към съкращаване на вложенията си в тези активи за сметка на предлагането на кредити.

В това изследване доходността на алтернативните инвестиции е измерена по два начина. Тъй като голяма част от тях са под формата на депозити в чуждестранни банкови институции, доходността им би могла да се измери с лихвените проценти, които банките получават по тези депозити. Друго възможно решение е вместо променлива за доходността на чуждестранните активи да се използва показател за лихвеното равнище в страната, което макар и индиректно също позволява да се провери влиянието на измененията във външните лихвени проценти върху лихвения спред. Ако влиянието на риска се игнорира, може да се приеме, че в условията на паричен съвет измененията във външните лихвени проценти определят движението на капиталовите потоци, които на свой ред формират динамиката на лихвеното равнище в страната. По този начин вътрешното лихвено ниво отразява промените, настъпили в поведението на банките вследствие измененията на външните лихвени проценти.

Доколкото колебанията на валутния курс лев – долар пораждат несигурност и увеличават валутния риск, по принцип те също могат да бъдат причина за поддържането на високи лихвени спредове. Този ефект би трябвало да е толкова по-силен, колкото по-голяма е разликата във валутната структура на вземанията и задълженията на банките. Волатилността на валутния курс лев – долар обаче не е включена сред обяснителните променливи в модела, тъй като влиянието на валутния курс върху финансовия резултат на банките е силно ограничено. Въпреки разминаването във валутната структура на кредитите и депозитите[7] разликите между обема на активите и пасивите в отделните валути са минимални, тъй като банките са задължени да ограничават откритите си валутни позиции. Това силно намалява влиянието на валутния курс върху финансовия резултат, съответно валутния риск и необходимостта той да бъде покриван с лихвения спред.

[7] Присъствието на щатския долар е ясно изразено при депозитите, докато делът на кредитите в долари е нисък. Например към края на март 2004 г. делът на кредитите в долари е 9.1%, докато делът на доларовите депозити на нефинансовите институции и домакинствата е 26.4%.

Сред факторите, влияещи върху лихвения спред, централно място в модела е отделено на променливите, които отразяват индивидуалните характеристики на банките. Един от основните фактори, попадащи в тази категория, са оперативните разходи за дейността. За целите на изследването тяхното равнище е измерено с отношението на нелихвените разходи към сумата на активите. Тъй като се очаква, че банките биха прехвърлили всяко увеличение на оперативните разходи (понижение на оперативната ефективност) върху вложителите и кредитополучателите чрез разширяване на лихвените спредове, по-високите оперативни разходи би трябвало да са свързани с по-широк лихвен спред.[8]

Въпреки че състоянието на икономическата активност може да осигури представа за общия кредитен риск в икономиката, необходимо е да се вземе под внимание и индивидуалната изложеност на банките към кредитния риск. За тази цел равнището на кредитния риск обикновено се свързва с текущото качество на вземанията, измерено като дял на необслужваните кредити или отношение на начислените кредитни провизии към общия обем на кредитите.[9] Въпреки че бързото разширяване на кредитната дейност през последните две години ограничава информативното съдържание на този показател, игнорирането му би могло да доведе до загуба на информация за индивидуалната изложеност на банките на кредитен риск. За целите на изследването качеството на кредитния портфейл е измерено с отношението на начислените кредитни провизии към общия размер на кредитите за нефинансовите институции и домакинствата, като се приема, че евентуално влошаване в качеството на кредитния портфейл може да изостри чувствителността към кредитен риск и изискваната за него рискова премия, а оттам да доведе и до разширяване на лихвения спред.

Влияние върху размера на лихвения спред се очаква и от срочната структура на депозитите, представена с дела на безсрочните депозити на нефинансовите институции и домакинствата. При равни други условия, колкото по-висок е делът на безсрочните депозити,

[8] Трябва да се има предвид, че отношението на оперативните разходи към активите отразява не само равнището на оперативната ефективност, но и профила на дейността. Например банките с широка клонова мрежа и ориентация към дребните клиенти е нормално да имат по-високи нелихвени разходи от останалите.

[9] Някои обстоятелства ограничават информативното съдържание на този показател. Измерен с качеството на вземанията, кредитният риск обикновено се подценява по време на икономически бум и надценява по време на рецесия. Този показател губи от съдържанието си и в периоди на кредитна експанзия, тъй като качеството на вземанията се проявява с известно забавяне.

толкова по-широк би трябвало да бъде лихвеният спред. Безсрочните депозити са най-евтиният привлечен ресурс и по-големият им дял означава по-ниско средно лихвено равнище по депозитите. По-високата изложеност на ликвиден риск обаче е причина понижението в средната цена на финансирането да не се пренася върху лихвените проценти по кредитите, което в крайна сметка обуславя по-високи стойности на лихвения спред.

Отношението на собствените средства към обема на активите също може да влияе върху размера на лихвения спред. Очакванията за връзка между двете променливи обикновено се базират на допускането, че добре капитализираните банки се ползват с по-високо доверие от страна на вложителите, което им позволява да привлекат депозити и при по-ниски лихвени проценти. Това води до по-ниска средна цена на финансирането и оттам до по-широк лихвен спред. Наличието на негативна връзка между капиталовата позиция и лихвения спред обаче също не трябва да се изключва напълно. Широкото използване на собствен капитал при финансирането на дейността може да се интерпретира и като индикатор за ограничени възможности при привличането на външни ресурси. За да разширят депозитната си маса, банките в такава ситуация са склонни да предлагат по-високи лихвени проценти по депозитите, което се отразява в стесняване на лихвения спред.

Влияние върху размера на лихвения спред се очаква и от поддържането на активи, които не носят доход или осигуряват доходност, по-ниска от пазарната. Поддържането на такива активи е свързано с пропусната доходност, загубата на която банките обикновено компенсират с увеличение на лихвения спред. За да се оцени влиянието на този фактор, сред обяснителните променливи в модела е включено отношението на безлихвените активи (сумата от касовите наличности и средствата по разплащателни сметки в БНБ) към депозитите на нефинансовите институции и домакинствата. В литературата за лихвените спредове съотношението на банковите резерви към депозитите обикновено се свързва изцяло с регулаторни изисквания, по-конкретно с политиката на централната банка по отношение на задължителните минимални резерви. Тъй като обаче поддържането на банкови резерви се определя и от трансакционни мотиви, необходимо е да се има предвид, че върху техния обем би могла да повлияе и евентуална промяна в начина, по който банките управляват своята ликвидност. Понеже тези влияния трудно могат да бъдат изолирани, това изследване разглежда какви са ефектите от поддържането на безлихвени активи като цяло не-

зависимо дали то е обусловено от регулаторни изисквания, или от други съображения.

Интересно е да се провери и дали начинът, по който са разпределени пазарните дялове, влияе върху размера на лихвения спред. Хипотезата за наличие на такава връзка се основава на допускането, че разпределението на пазарните дялове отразява конкурентните условия на пазара. Колкото по-висока е концентрацията на пазара, толкова по-вероятно е да се наблюдава неконкурентно поведение, водещо до по-висок размер на лихвения спред.[10] Отделно от това може да се очаква, че големите банки поддържат по-високи спредове заради пазарното влияние, с което разполагат. Допускането е, че големият пазарен дял на даден участник му осигурява възможност да наложи по-ниска цена за привлечените ресурси и по-високи лихвени проценти по кредитите. За да се провери този ефект, сред индивидуалните характеристики на банките е включен пазарният дял, изчислен на база обема на активите.

На базата на изложеното дотук моделът може да бъде представен формално в следния вид:

$$SPR_{it} = \alpha_i + \beta_1 INFL_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 R_t + \beta_4 OPER_{it} + \beta_5 PLR_{it} + \beta_6 DDEP_{it} + \beta_7 CAP_{it} + \beta_8 RES_{it} + \beta_9 MS_{it} + \varepsilon_{it}$$

където:

SPR е разликата между средния лихвен процент по кредитите и средния лихвен процент по депозитите;

INFL – темпът на годишно нарастване на индекса на потребителските цени;

Y – променлива за икономическата активност, измерена с отклонението на реалния доход от тренда;

R – доходността на активите извън кредитния портфейл, измерена с лихвения процент по депозитите в чуждестранни банки (MMIRE), или с доходността на тримесечните съкровищни бонове (BIR);

OPER – отношението на оперативните разходи към обема на активите;

PLR – отношението на начислените кредитни провизии по кредити към брутната стойност на кредитите за нефинансови институции и клиенти;

DDEP – делът на безсрочните депозити на нефинансовите инс-

[10] Необходимо е да се отбележи, че въпреки широкото използване в литературата връзката между показателите за концентрация и конкурентните условия не разполага с теоретична основа.

титуции и клиенти;

CAP е отношението на собствения капитал към сумата на активите;

RES е отношението на паричните средства в каса и по разплащателни средства в БНБ към депозитите от нефинансови институции и клиенти;

MS е пазарният дял на банката, изчислен на база обем на активите;

α_i е индивидуален ефект.

Индексите *i* и *t* показват, че стойностите на променливите се отнасят за банка *i* в период *t*.

Спецификацията на модела предвижда оценяването да се извърши с панелни данни, т. е. не само въз основа на динамиката на променливите във времето, но и на база на тяхната вариация сред отделните банки. Използването на панелни данни е свързано с няколко предимства. Докато в случая оценяването на модела с агрегирани данни за банковата система не е възможно заради твърде кратките динамични редове, панелните данни са в състояние да осигурят достатъчно голям брой наблюдения. Освен това разглежданите микроикономически променливи се характеризират с много силна вариация сред отделните банки, а в такива случаи използването на агрегирани данни може да даде подвеждащи резултати.

IV. Данните

При оценяването на модела са използвани данни за периода от началото на 1999 г. до първото тримесечие на 2004 г. Сериите са с тримесечна честота.

Състоянието на икономическата активност е апроксимирано с процентното отклонение на реалния БВП от неговия тренд, като при конструирането на тази променлива са използвани данни за БВП по постоянни цени от 1998 г. Серията за реалния БВП е изгладена сезонно, след което трендът е получен посредством Hodrick – Prescott филтър.

Влиянието на инфлационните очаквания е обхванато с включването на годишния темп на нарастване на потребителските цени, като допускането е, че фактическите стойности на инфлацията служат за основа при формирането на инфлационните очаквания. Месечните стойности на индекса са използвани, за да се получи серия за ценовото равнище с тримесечна честота, на базата на която е изчислен годишният темп на нарастване на ценовото равнище.

Доходността на активите, които са алтернатива на кредитната дейност, е представена по два начина. Понеже голяма част от тези активи е под формата на депозити в чуждестранни банки, в една от спецификациите е използван тримесечният EURIBOR в евро. В спецификацията, в която влиянието на този фактор е отчетено индиректно чрез лихвеното равнище, последното е апроксимирано с основния лихвен процент (доходността, формирана на първичните аукциони на тримесечни съкровищни бонове).

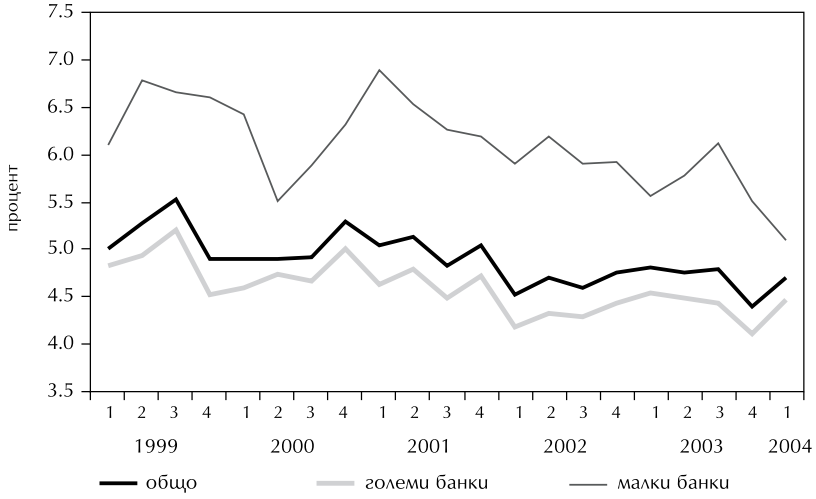
Показателите за индивидуалните характеристики на банките са изчислени на база на информацията от финансовите отчети (счетоводните баланси и отчетите за приходите и разходите), които се изготвят за целите на банковия надзор. Тъй като една от целите на това изследване е да провери дали размерът на банките влияе върху лихвения спред и неговата чувствителност към различните фактори, банките са разделени условно на „големи“ и „малки“. Като критерий за групирането е използван обемът на активите: за големи са приети банките, активите на които надхвърлят средната стойност за банковата система, а като малки – всички останали.[11] Необходимо е да се направят уточнения и за кръга на банките, обект на това изследване. Специфичната дейност и начин на финансиране на някои банки налагат тяхното изключване от извадката. В нея не присъстват клоновете на чуждестранни банки (тъй като голяма част от ресурсите привличат не чрез депозити от местни лица, а под формата на средства, получени от чуждестранните централи), както и местните банки, за които депозитите на нефинансовите институции и домакинствата имат сравнително малка роля при финансирането на кредитната дейност. Общият брой на банките в окончателната извадка е 25, от които 8 са класифицирани като големи.

Графики 4 – 7 показват динамиката на някои от включените в модела променливи, изчислени както за банковия сектор като цяло, така и за двете категории банки. Като цяло в динамиката на тези показатели се наблюдават тенденции, които предполагат свиване на лихвения спред. Макар и бавно, отношението на оперативните разходи към активите следва тенденция към понижение, значителна роля за което има непрекъснато изострящата се конкуренция, принуждаваща банките да търсят начини за ограничаване на оперативните разходи (графика 4). Условия за стесняване на лихвения спред

[11] Като големи са класифицирани осем банки. Те формират около 70% от активите на цялата банкова система.

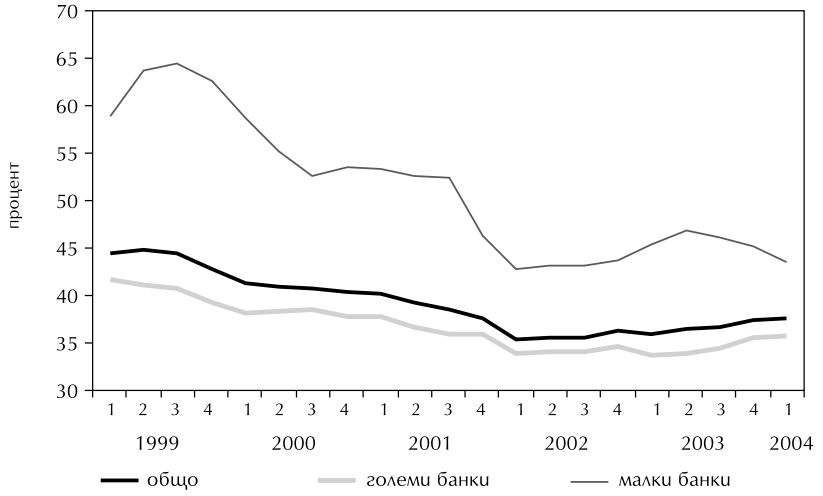
Графика 4

ОПЕРАТИВНИ РАЗХОДИ
(процент от активите)



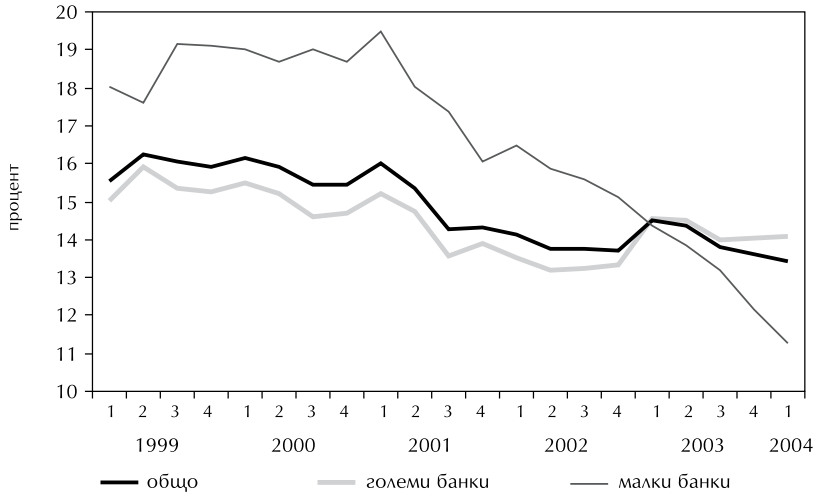
Графика 5

ДЯЛ НА БЕЗСРОЧНИТЕ ДЕПОЗИТИ



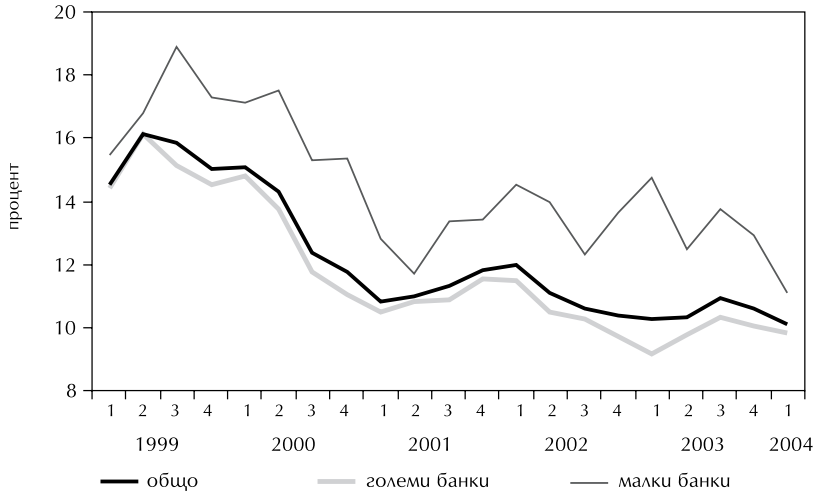
Графика 6

СОБСТВЕН КАПИТАЛ
(процент от активите)



Графика 7

БАНКОВИ РЕЗЕРВИ
(процент от депозитите)



създава и понижението на дела на безсрочните депозити през първите три години на разглеждания период, което отразява възстановяването на доверието в банковата система и бързото нарастване на срочните депозити (графика 5). В посока към намаляване на лихвения спред влияят и измененията в отношението на най-високо ликвидните активи (паричните средства в каса и по разплащателни сметки в БНБ) към депозитите на нефинансовите институции и домакинствата. Понижението след средата на 2000 г. в голяма степен е свързано със съкращаването на ликвидните средства след редуцирането на процента на задължителните минимални резерви през юли 2000 г. [12]

Необходимо е да се има предвид, че тези показатели се характеризират със силна вариация сред отделните банки. В таблица 2 са представени данни за степента, в която показателите варират във времето и сред банките, като тя е измерена с отношението на стандартното отклонение към средната на съответната променлива. Прави впечатление, че вариацията сред банките е много по-силна от вариацията във времето. В подобни случаи агрегираните данни прикриват силната хетерогенност сред отделните единици и могат да дадат подвеждащи резултати, което подчертава необходимостта от оценяването на модела с панелни данни.

Таблица 2

КОЕФИЦИЕНТИ НА ВАРИАЦИЯ

	Вариация във времето	Вариация сред банките
Лихвен спред	0.067	0.213
Среден лихвен процент по кредитите	0.063	0.175
Среден лихвен процент по депозитите	0.117	0.469
Оперативни разходи/активи	0.054	0.293
Кредитни провизии (процент от общата сума на кредитите)	0.432	0.857
Дял на безсрочните депозити	0.080	0.287
Собствен капитал/активи	0.068	0.620
Банкови резерви/депозити на НФИ	0.166	0.253

[12] В рамките на разглеждания период бяха направени няколко промени в регулацията на ЗМР. Процентът на ЗМР беше понижен от 11% на 8% през юли 2000 г., през март 2002 г. от базата за изчисляване бяха изключени инструментите със срок над 2 години, а от юли същата година частта от левовите касови наличности, призната за резервен актив, беше увеличена от 60% на 100%. По-чувствително отражение върху банковите резерви имаше само първата от изброените промени.

V. Резултати

Моделът беше оценен както с данни за всички банки от извадката, така и поотделно за двете групи банки. Това дава възможност да се установят някои важни различия в начина, по който отделните фактори се отразяват върху лихвените спредове на големите и на останалите банки. За всяка от групите моделът беше оценен в три спецификации, различията в които се свеждат до начина, по който е представена доходността на алтернативните инвестиции. В първоначалния си вид моделът включваше настоящите и лагови стойности на макроикономическите променливи, като впоследствие от тях бяха запазени само тези, които се оказаха статистически значими.

Направените тестове потвърждават допускането за хетерогенност сред единиците в извадката, което означава, че е необходимо панелният модел да бъде оценен с индивидуални ефекти α_i, отразяващи различията сред банките. Това е направено чрез включването на индивидуален независим член за всяка от банките (fixed effects model). Този вариант беше предпочетен пред алтернативата индивидуалните ефекти да се представят като компоненти на грешката (random effects model), тъй като разглежданите единици са точно определени, а не случайно изтеглени от голямо множество. Тестовете по отношение структурата на грешката показват наличие на автокорелация и групова хетероскедастичност, поради което стандартните грешки на коефициентите са коригирани, за да отчетат тези особености в структурата на грешката.

Резултатите от оценяването на модела са представени в таблица 3 в приложението, а резултатите за големите и останалите банки – съответно в таблици 4 и 5. Като цяло получените резултати оправдават предварително направените хипотези. Коефициентите пред настоящата и лаговата стойност на променливата за икономическата активност имат отрицателен знак и са статистически значими, което отговаря на допускането, че засилването на икономическата активност е свързано с понижение на общия риск в икономиката и води до стесняване на лихвения спред. Резултатите потвърждават и хипотезата, че размерът на лихвения спред е чувствителен към очакванията за нарастване на ценовото равнище.

Величината на лихвения спред силно зависи от доходността на активите извън кредитния портфейл, като това влияние е изразено най-вече по отношение на големите банки. Доходността на тези инвестиции влияе върху склонността на банките да разширяват

кредитната си дейност, а оттам върху предлагането на кредити и лихвените проценти по кредитите. Това влияние бе особено ясно изразено през последните две години, когато понижението на външните лихви накара банките да редуцират средствата, инвестирани в чуждестранни нискорискови активи, и да потърсят начин за по-доходоносното им инвестиране в страната. Последвалото засилено предлагане на кредит беше свързано с понижение на лихвените проценти по кредитите и съответно със свиване на лихвения спред.

Сред микроикономическите променливи най-силно отражение върху лихвения спред дават измененията в нивото на оперативните разходи. Положителната връзка между двете променливи отговаря на хипотезата, че измененията в равнището на оперативната ефективност се пренасят върху размера на лихвения спред. Във връзка с това постепенното подобрение на оперативната ефективност на банковата система през последните години може да се разглежда като една от причините за свиването на разликата между лихвените равнища по кредитите и депозитите.

Коефициентът пред дела на безсрочните депозити е статистически значим и има положителен знак, което показва, че срочната структура на привлечените средства се отразява върху размера на лихвения спред в съответствие с предварително направените допускания. Въпреки че увеличението в дела на безсрочните депозити понижава средната цена на финансирането то е свързано и с по-висок ликвиден риск, компенсирането на който в крайна сметка разширява разликата между лихвените равнища по кредитите и депозитите. Делът на безсрочните депозити обаче оказва влияние само върху лихвените спредове на малките банки, докато при големите банки коефициентът пред тази променлива не е статистически значим. По-силната чувствителност към ликвидния риск при малките банки вероятно се дължи на факта, че те се характеризират с по-висок дял на безсрочните депозити.

Състоянието на капиталовата позиция влияе върху размера на лихвения спред, но по различен начин за двете групи банки. При големите банки по-високото отношение на собствения капитал към активите може да се счита като индикатор за по-добра капиталова позиция, което дава възможност на тези банки да привличат депозити при по-ниска цена и съответно да имат по-широк лихвен спред. Резултатите за малките банки обаче отхвърлят наличието на такава зависимост. При тях високите стойности на съотношението *собствен капитал/активи* могат да се интрепретират като индика-

тор за ограничени възможности при привличането на депозити. Тези банки се стремят да разширят депозитната си маса, като предлагат по-високи лихви, което при запазване на лихвените проценти по кредитите води до стесняване на лихвения спред.

Резултатите не потвърждават достатъчно категорично хипотезата, че поддържането на по-високи банкови резерви е свързано с увеличение на лихвения спред.[13] Въпреки че е налице положителна зависимост между лихвения спред и съотношението на банковите резерви към депозитите, според получените резултати този ефект не е икономически значим: съотношението на банковите резерви към депозитите дава много слабо отражение върху лихвените спредове на малките банки, докато при големите банки липсва статистически значима зависимост. От една страна, отсъствието на връзка между променливата за банковите резерви и лихвения спред може да се дължи на сравнително краткия хоризонт, в който е разгледана тази зависимост: докато в дългосрочен план връзката би трябвало да е ясно изразена, в краткосрочна перспектива известни отклонения от нея не са изключени – например евентуално намаление в съотношението *банкови резерви/депозити* може да не доведе незабавно до свиване на лихвения спред, ако пазарната среда е недостатъчно конкурентна или търсенето на кредити е слабо чувствително към измененията в лихвения процент. От друга страна, слабата реакция на лихвения спред може да е свързана с факта, че през разглеждания период съотношението *банкови резерви/депозити* се движи главно в посока намаление, т. е. възможно е да съществува асиметрия в степента на реакция, която се изразява в това, че лихвеният спред реагира по-силно при евентуално увеличение на банковите резерви.

Обратно на очакванията, резултатите отхвърлят хипотезата за наличие на връзка между лихвения спред и пазарния дял на банките.[14] Отсъствието на връзка между двете променливи може да се дължи на факта, че пазарният дял не отразява влиянието, упражнявано от съответната банка на пазара – това е много вероятно, като се се има предвид смесената подкрепа, с която се ползва хипотезата за връзката между пазарните дялове и конкурентните усло-

[13] Ако се приеме, че не са настъпили съществени промени в трансакционните мотиви за поддържане на банкови резерви, тези резултати могат да се интерпретират и като отражение на измененията в задължителните минимални резерви върху лихвения спред.

[14] Тази връзка не беше установена и при използването на пазарни дялове, изчислени на база кредити и депозити.

вия. Друго възможно обяснение е, че конкуренцията сред банките намира израз главно при неценовите условия, а не по отношение на лихвените проценти и съответно лихвения спред.

VI. Заключение

Понижението на лихвения спред през последните две години е обусловено от съвместното влияние на макроикономическите условия и микроикономически фактори. От една страна, то е свързано със сравнително доброто състояние на икономическата активност и отслабването на общия риск в икономиката, които допринасят за свиване на рисковата премия. Условия за това създава и сравнително ниската и стабилна инфлация, която ограничава инфлационните очаквания. Силно влияние върху динамиката на лихвения спред оказват измененията във външните лихвени проценти. Понижението на лихвеното ниво в страната през последните две години до голяма степен се дължи на това, че банките редуцираха чуждестранните си активи за сметка на вътрешните вземания като реакция на ниската им доходност. Съкращаването на чуждестранните активи беше съпроводено от по-голямо предлагане на кредитни ресурси, което понижи лихвения процент по кредитите и съответно лихвения спред.

Сред микроикономическите фактори най-силно влияние върху величината на лихвения спред оказва състоянието на оперативната ефективност. Макар че все още е под равнището за развитите икономики, през последните години оперативната ефективност на банковата система показва тенденция към постепенно подобрение, наложено от непрекъснато изострящата се конкуренция сред банките. Въпреки това по-нататъшното ограничаване на нелихвените разходи остава едно от основните предизвикателства пред развитието на банковата система.

VII. Литература

Allen, L. (1988) 'The determinants of bank interest margins: A note', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23, pp. 231–235.

Angbazo, L. (1997) 'Commercial bank net interest margins, default risk, interest rate risk, and off-balance sheet banking', *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 55–87.

Demirgüç-Kunt, A., and H. Huizinga (1999) 'Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence', *World Bank Economic Review*, vol. 13, pp. 379–408.

Ho, T.S.Y and A. Saunders (1981) 'The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.16, pp. 581–600.

Levine, R. (1997) 'Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda', *Journal of Economic Literature*, vol. 35, pp. 688–726.

Wong, K. P. (1997) 'On the determinants of bank interest margins under credit and interest rate risks', *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 251–271.

VIII. Приложение

Таблица 3

РЕЗУЛТАТИ ЗА БАНКОВАТА СИСТЕМА

Зависимата променлива е лихвеният спред, дефиниран като разлика между средния лихвен процент по кредитите и средния лихвен процент по депозитите. Моделът е оценен с fixed effects. Коефициентите са получени с OLS, като стандартните грешки са коригирани за наличието на групова хетероскедастичност и корелация. В скобите са посочени t-статистики. Коефициентите, отбелязани с ***/**/*, са значими съответно при 1%, 5% и 10%.

	Модел 1	**Модел 2**	**Модел 3**
Y_t	-0.6642 ** (-2.18)	-0.5466 * (-1.8)	-0.2895 (-0.88)
Y_{t-2}	-0.7338 ** (-2.54)	-0.6827 ** (-2.47)	-0.6125 ** (-2.33)
$INFL_{t-1}$	0.1584 *** (3.25)	0.1541 *** (3.24)	0.1313 ** (2.76)
$MMIRE_{t-4}$	-	0.3269 (1.56)	-
BIR_t	-	-	0.4463 * (1.8)
OPER	0.6301 *** (3.57)	0.6187 *** (3.51)	0.6204 *** (3.48)
PLR	-0.0436 (-1.27)	-0.0472 (-1.38)	-0.0466 (-1.35)
DDEP	0.0362 ** (2.05)	0.0410 ** (2.4)	0.0365 ** (2.09)
CAP	-0.0624 ** (-2.19)	-0.0590 ** (-2.08)	-0.0626 ** (-2.18)
RES	0.0072 *** (3.64)	0.0070 *** (3.5)	0.0069 *** (3.47)
MS	0.0344 (0.44)	0.0462 (0.6)	0.0285 (0.36)
Number of cross-sections	25	25	25
Number of time observations	21	21	21
Total panel (unbalanced) observations	493	493	493
Adjusted R-squared	0.40	0.41	0.41
F-statistics	45.91 Prob=0.0000	41.70 Prob=0.0000	41.86 Prob=0.0000
F test that all $\alpha_i = 0$	F(24,459)=9.10 Prob=0.0000	F(24,458)=9.29 Prob=0.0000	F(24,458)=9.26 Prob=0.0000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data	F(1,24)=4.579 Prob=0.0427	F(1,24)=4.300 Prob=0.0490	F(1,24)=4.224 Prob=0.0509
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model	$\chi^2(25)$=9514.5 Prob=0.0000	$\chi^2(25)$=10240.84 Prob=0.0000	$\chi^2(25)$=23393.40 Prob=0.0000

Таблица 4

РЕЗУЛТАТИ ЗА ГОЛЕМИТЕ БАНКИ

Зависимата променлива е лихвеният спред, дефиниран като разлика между средния лихвен процент по кредитите и средния лихвен процент по депозитите. Моделът е оценен с fixed effects. Коефициентите са получени с OLS, като стандартните грешки са коригирани за наличието на групова хетероскедастичност и корелация. В скобите са посочени t-статистики. Коефициентите, отбелязани с ***/**/*, са значими съответно при 1%, 5% и 10%.

	Модел 1	**Модел 2**	**Модел 3**
Y_t	-0.7519 *** (-3.63)	-0.6380 *** (-3.15)	-0.3741 * (-1.91)
Y_{t-2}	-0.4599 ** (-2.19)	-0.4311 ** (-2.21)	-0.3579 ** (-2.01)
$INFL_{t-1}$	0.0545 ** (1.96)	0.0510 * (1.93)	0.0198 (0.74)
$MMIRE_{t-4}$	-	0.2849 ** (2.18)	-
BIR_t	-	-	0.5615 *** (3.72)
OPER	0.5089 *** (3.61)	0.4893 *** (3.56)	0.4012 *** (2.81)
PLR	-0.0053 (-0.16)	-0.0099 (-0.3)	-0.0251 (-0.77)
DDEP	0.0309 (1.05)	0.0439 (1.46)	0.0355 (1.26)
CAP	0.0817 ** (1.98)	0.0943 ** (2.27)	0.1034 ** (2.56)
RES	0.0218 (0.35)	0.0166 (0.27)	-0.0125 (-0.21)
MS	0.0045 (0.05)	0.0081 (0.1)	-0.0069 (-0.09)
Number of cross-sections	8	8	8
Number of time observations	21	21	21
Total panel (unbalanced) observations	153	153	153
Adjusted R-squared	0.75	0.76	0.77
F-statistics	60.98 Prob=0.0000	55.47 Prob=0.0000	58.30 Prob=0.0000
F test that all $\alpha_i = 0$	F(7,136)=28.50 Prob=0.0000	F(7,135)=29.42 Prob=0.0000	F(7,135)=30.54 Prob=0.0000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data	F(1,7)=9.420 Prob=0.0181	F(1,7)=10.467 Prob=0.0143	F(1,7)=8.531 Prob=0.0223
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model	$\chi^2(8)$=53.12 Prob=0.0000	$\chi^2(8)$=70.67 Prob=0.0000	$\chi^2(8)$=133.96 Prob=0.0000

Таблица 5

РЕЗУЛТАТИ ЗА МАЛКИТЕ БАНКИ

Зависимата променлива е лихвеният спред, дефиниран като разлика между средния лихвен процент по кредитите и средния лихвен процент по депозитите. Моделът е оценен с fixed effects. Коефициентите са получени с OLS, като стандартните грешки са коригирани за наличието на групова хетероскедастичност и корелация. В скобите са посочени t-статистики. Коефициентите, отбелязани с ***/**/*, са значими съответно при 1%, 5% и 10%.

	Модел 1	**Модел 2**	**Модел 3**
Y_t	-0.5510 (-1.41)	-0.3564 (-0.92)	-0.1168 (-0.26)
Y_{t-2}	-0.7842 ** (-2.02)	-0.7026 * (-1.91)	-0.6403 * (-1.77)
$INFL_{t-1}$	0.1963 *** (3.07)	0.1869 *** (3.03)	0.1630 ** (2.55)
$MMIRE_{t-4}$	-	0.4555 * (1.76)	-
BIR_t	-	-	0.4740 (1.47)
OPER	0.6415 *** (3.22)	0.6268 *** (3.17)	0.6456 *** (3.23)
PLR	-0.0500 (-1.37)	-0.0555 (-1.54)	-0.0518 (-1.42)
DDEP	0.0382 ** (2.02)	0.0455 ** (2.51)	0.0394 ** (2.14)
CAP	-0.0591 ** (-1.99)	-0.0526 * (-1.81)	-0.0600 ** (-2.0)
RES	0.0077 *** (3.86)	0.0074 *** (3.73)	0.0074 *** (3.71)
MS	0.4825 (1.07)	0.6055 (1.39)	0.5357 (1.2)
Number of cross-sections	17	17	17
Number of time observations	21	21	21
Total panel (unbalanced) observations	340	340	340
Adjusted R-squared	0.34	0.35	0.34
F-statistics	24.93 Prob=0.0000	23.02 Prob=0.0000	22.69 Prob=0.0000
F test that all $\alpha_i = 0$	F(16,314)=7.88 Prob=0.0000	F(16,313)=8.14 Prob=0.0000	F(16,313)=7.99 Prob=0.0000
Wooldridge test for autocorrelation in panel data	F(1,16)=4.059 Prob=0.0611	F(1,16)=3.842 Prob=0.0676	F(1,16)=3.888 Prob=0.0662
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model	$\chi^2(17)$=5488.65 Prob=0.0000	$\chi^2(17)$=5216.68 Prob=0.0000	$\chi^2(17)$=5438.74 Prob=0.0000

DP/48/2005

Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България

Калоян Ганев

Резюме. Измерването на общата факторна производителност дава възможност да се определи приносът на производствените фактори от страна на предлагането за икономическия растеж. За България, като икономика в преход, е трудно да бъде построена производствена функция с устойчиви параметри, най-вече поради нетипичното развитие на капитала и труда в условията на икономически растеж, както и поради липсата на достатъчно дълги и надеждни редове от данни. В това отношение счетоводството на икономическия растеж дава възможност да бъдат идентифицирани основните източници и посоки на влияние. Извършените в настоящото изследване пресмятания помагат да се определи развитието на общата факторна производителност като основна сила, движеща икономическия растеж. Очертани са и вероятните причини, поради които това влияние е особено силно.

Abstract. Total factor productivity measurement enables researchers to determine the contribution of supply-side production factors to economic growth. For Bulgaria, which is a transition economy, it is difficult to construct a production function with stable parameters, mostly because there are atypical developments of capital and labor during periods of economic growth, as well as due to the lack of sufficiently long and dependable data series. In this respect, growth accounting enables us to identify the basic sources and directions of influences. The calculations that have been carried out in this paper help in the identification of total factor productivity development as the main driving force of economic growth. The likely reasons for this strong influence have been also outlined.

Съдържание

I. Въведение .....

2. Основни зависимости в счетоводството на икономическия растеж .....

2.1. Подход на Солоу .....

2.2. Алтернативен подход за емпиричен анализ .....

3. Бележки по допълнителните пресмятания .....

3.1. Избори подготовка на данни за пресмятанията .....

3.2. Методология на пресмятане на капиталовите запаси .....

3.3. Пресмятане на капитала по отрасли .....

3.4. Пресмятане на дела на доходите от труд в общия доход .....

4. Резултати .....

4.1. Капиталови запаси .....

4.2. Обща факторна производителност .....

5. Изводи .....

Приложения .....

Литература .....

Благодаря на Андрей Василев, Димитър Василев, Ралица Ганева и доц. д-р Георги Чобанов за получените ценни коментари и препоръки при различните етапи от подготовката на статията, както и на Зорница Фиковска за помощта при избора и обработката на статистическите данни.

I. Въведение

За икономическото развитие на България от началото на 90-те години на XX в. до днес не може да бъде дадена еднозначна оценка. Началото на този т. нар. преходен период обикновено се свързва с влошаване на икономическата ситуация, с упадък на производството и производствените отношения и вследствие на това със загуба на икономическо благосъстояние спрямо предходните десетилетия. До 1997 г. страната претърпя и няколко инфлационни и валутни кризи, които допълнително утежниха преодоляването на негативния тренд в равнищата на доходите. Въпреки до голяма степен илюзорните изгледи за съживяване от 1994 г. и 1995 г.[1] за периода 1990 – 1997 г. реалният брутен вътрешен продукт на страната се сви с около 32% в сравнение с равнището от 1989 г.

По съвсем различен начин изглежда ситуацията в годините след въвеждането на паричен съвет, през които икономиката на България се характеризира неизменно с растеж на реалния брутен вътрешен продукт. Стойността на това нарастване, с изключение на 1999 г., е 4 и повече процента на годишна база. Тъй като стойностите на нарастването на реалния БВП за Европейския съюз са по-ниски, икономическият растеж на България предполага конвергенция към средноевропейските равнища на дохода. Колко продължителна ще бъде тази конвергенция и дали реалната ѝ скорост отговаря на желаното състояние, е предмет на дискусия, изводите от която най-вероятно биха се оказали нееднозначни. Целта на това изследване не е да търси полемика в тази посока, а да даде отговор преди всичко на въпроса, кои са движещите сили на икономическия растеж при положение, че в рамките на достатъчно голям брой от избраните за анализ години основните фактори на производство (труд и капитал) не се изменят в посоката, която предполагат неокласическите модели.[2]

---

[1] През тези две години са регистрирани положителни стойности на икономически растеж, съответно 1.8% и 2.9%. Източник: АИАП.

[2] Съгласно неокласическата теория нарастването на равнището на дохода при равни други условия се предполага от увеличаване количеството на тези два фактора на производство, т. е. пределните продукти на труда и на капитала са положителни. Както ще стане видно от получените резултати, през определени години в България е налице икономически растеж, докато капиталът и трудът намаляват.

В статията е направена оценка на приноса на отделните производствени фактори[3] от страна на предлагането към икономическия растеж на България за периода 1998 – 2007 г. Акцентът е поставен върху приноса на изменението на общата факторна производителност към икономическия растеж като мярка за промяната в качеството на производствения процес.

Общата факторна производителност е понятие, което се формализира относително късно. Въпреки че корените на идеята за съществуването ѝ могат да бъдат търсени дори при най-ранните икономисти класици, по-строгото дефиниране и съответно по-сериозните опити за търсене на неин количествен измерител се наблюдават след 30-те години на XX в.[4] Зад понятието най-често стои схващането, че освен традиционните фактори на производство „труд“ и „капитал“ съществува още нещо, което кара производството да нараства. Най-често това „нещо“ се отъждествява с технологичния прогрес. Последното понятие само по себе си може да бъде тълкувано по различни начини, но при всички случаи в крайна сметка се има предвид фактът, че съчетаването на работната сила, машините, човешките знания и умения и новите технологии води до изменение в съвкупния доход, което не може да се очаква от изменението на труда и капитала, взети поотделно.

В условията на преход към пазарно стопанство, в който се намира България от началото на 90-те години на XX в., нарастването на общата факторна производителност съдържа в себе си влиянието и на други съществени фактори, макар и не за целия период. На първо място, нарастването отразява влиянието на финансовата стабилност, която е налице след въвеждането на системата на паричен съвет през 1997 г. Не бива да се пропуска и постепенното изграждане на необходимите за нормално съвременно функциониране на една пазарна икономика институции, които също имат съществена роля при управлението на макроикономическите процеси.[5]

Използваният тук подход при измерването на общата факторна производителност е т. нар. счетоводство на икономическия рас-

[3] Поради липса на надеждни количествени оценки по отношение на човешкия капитал приносът на този фактор в статията е отчетен имплицитно в изменението на общата факторна производителност.

[4] За по-подробно разглеждане на историческото развитие на количествения анализ на общата факторна производителност вж. например *Griliches* (1995) или *Hulten* (2000).

[5] За подробно разглеждане ролята на финансовата стабилизация в България като предпоставка за икономическия растеж вж. *Минасян* (2002).

теж[6], който, въпреки че се отличава с относителна простота на техниката на пресмятане, води до достатъчно показателни резултати.

В счетоводството на икономическия растеж понятието „обща факторна производителност" няма самостоятелно значение, докато не бъде отчетено влиянието на факторите „труд" и „капитал" (и евентуално на други фактори, за които са налице статистически данни). В общия случай пресмятането на общата факторна производителност в допълнение към приноса на труда и капитала означава неспособност да се идентифицират или измерят количествено останалите обективно съществуващи фактори, които определят икономическия растеж. Тази неспособност най-често произтича от липсата на подходящи статистически данни или на предварителни изследвания по отношение на стойностите на пропуснатите фактори. Когато изолираме влиянието на факторите на производство, за които са налични статистически данни, остава приносът на всички останали фактори, който в литературата се обобщава с наименованието „нарастване на общата факторна производителност". При пресмятане нарастването на общата факторна производителност посредством използването на числа за капитала и труда, анализът е неизчерпателен по дефиниция, тъй като в съвременната теория и емпирика на икономическия растеж са идентифицирани повече от два фактора на растежа. Както вече беше споменато в настоящата статия, отсъства факторът „човешки капитал", който се очаква да има значителен принос.[7] Доколкото технологичното развитие и човешките знания, умения, здравословно състояние и пр. са взаимносвързани, тази „неточност по дефиниция" не би трябвало да представлява сериозен проблем. Въпреки че по правило колкото по-голяма детайлност притежават едни резултати, толкова по-ценни са те.

В икономическата литература освен счетоводството на растежа съществува и друг подход при идентификацията на факторите и техния принос, а именно чрез прилагането на иконометрични оценки. В конкретния случай този подход не е избран, тъй като се характеризира с известни недостатъци, най-важният от които се със-

[6] От англ. growth accounting.

[7] *Mankiw et al.* (1992) например показват емпирично, че еластичността на БВП спрямо този производствен фактор е приблизително 1/3 за панелна извадка, включваща 98 страни.

тои в това, че факторите на производство могат да се окажат (което е и най-често срещаният случай) ендогенни променливи за оценявания модел. За решаването на последния проблем съществуват съответни техники, но ограничението в случая идва преди всичко от факта, че наличните редове от статистически данни на годишна база за формирането на дохода по икономически сектори са недостатъчно дълги, поради което регресионният анализ не би довел до стабилни оценки на параметрите.

Статията е структурирана по следния начин. В *част 2* е направен преглед на теоретичните основи на счетоводството на икономическия растеж. Описани са основните зависимости и са очертани предимствата и недостатъците на двата основни метода, използвани при пресмятанията. В *част 3* са описани предположенията и техниките, свързани с пресмятането на показатели, чиито стойности не могат да бъдат пряко извлечени от националните сметки или други статистически източници. В *част 4* са представени резултатите от пресмятанията и са коментирани техните основни характеристики. *Част 5* изцяло е посветена на изводите по отношение на показателя „обща факторна производителност", както и на основни предположения и съображения относно неговото бъдещо развитие.

2. Основни зависимости в счетоводството на икономическия растеж

2.1. Подход на Солоу

През 1956 г. Робърт Солоу предлага модел, съдържащ опростена, но заедно с това мощна рамка за анализиране на причините и динамиката на икономическия растеж. Година по-късно, през 1957 г., той публикува втора статия,[8] озаглавена „Технологично изменение и функцията на съвкупното производство". В тази статия темпът на растеж на съвкупното производство е представен като комбинация от приносите на темповете на растеж на отделните производствени фактори – физически капитал, труд и технологично изменение (или обща факторна производителност). Солоу използва спецификация на производствена функция с неутрална по Хикс технология:

[8] Вж. *Solow* (1957).

$$Y(t) = A(t) \cdot F[K(t), L(t)], \qquad (1),$$

където **Y(t)** е съвкупното производство (или съвкупният доход), **K(t)** е количеството физически капитал, използван в производството, **L(t)** е сумата от вложените трудови ресурси, а **A(t)** е технологичното равнище.

Уравнение (1) лесно може да се преобразува в следния вид[9]:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}, \quad a(t) + b(t) = 1, \qquad (2)$$

където **a(t)** и **b(t)** са съответно дяловете на разходите за капитал и труд в общите разходи.

В общия случай данни за **Y(t)**, **K(t)** и **L(t)** са налице (или могат да бъдат пресметнати от други променливи), така че единственият израз, който остава неизвестен, е $\dot{A}/A$. Той обаче лесно може да се пресметне като остатъчна величина от уравнение (2):

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \qquad (3).$$

Последното пресмятане е известно още като „пресмятане на остатъка на Солоу“. Дискретният вид на последното уравнение за работа с реални данни би следвало да бъде:

$$\frac{\Delta A(t)}{A(t-1)} = \frac{\Delta Y(t)}{Y(t-1)} - a(t) \cdot \frac{\Delta K(t)}{K(t-1)} - b(t) \cdot \frac{\Delta L(t)}{L(t-1)} \qquad (4).$$

На практика точно този вид на уравнението е бил използван дълги години при пресмятането на общата факторна производителност, включително и от самия Солоу.

[9] Преобразуванията, както и съответните предположения, при които са направени, са показани в Приложение 1.

2.2. Алтернативен подход за емпиричен анализ

Рамката на Солоу, представена дотук, е изключително информативна за връзките между отделните показатели, но доколкото се работи с непрекъснати икономически променливи. Измерването в икономиката обаче рядко се извършва непрекъснато. Модификацията, представена в уравнение (4), е чисто механична трансформация на непрекъснатия случай и може да доведе до неточности в получените резултати.

При дискретни данни по-подходящо е да се използва транслогаритмичната спецификация на производствената функция, предложена от *Диуърт*[10] :

$$\begin{aligned}\ln Y(t) \quad = \quad & \alpha_0 + \alpha_K \cdot \ln K(t) + \alpha_L \cdot \ln L(t) + \alpha_t t + \\ & + \frac{\beta_{KK}}{2}[\ln K(t)]^2 + \frac{\beta_{LL}}{2}[\ln L(t)]^2 + \frac{\beta_t}{2} t^2 + \\ & + \beta_{KL} \ln K(t) \cdot \ln L(t) + \beta_{Kt} \ln K(t) \cdot t + \beta_{Lt} \ln L(t) \cdot t,\end{aligned} \tag{5}$$

където:

$$\alpha_K + \alpha_L = 1$$
$$\beta_{KK} + \beta_{KL} = 0$$
$$\beta_{LL} + \beta_{KL} = 0$$
$$\beta_{Kt} + \beta_{Lt} = 0$$

Ако предположим, че пазарите на труд и капитал са конкурентни, тогава:

$$a(t) = \frac{\partial \ln Y(t)}{\partial \ln K(t)} = \alpha_K + \beta_{KK} \ln K(t) + \beta_{KL} \ln L(t) + \beta_{Kt} t \tag{6}$$

$$b(t) = \frac{\partial \ln Y(t)}{\partial \ln L(t)} = \alpha_L + \beta_{LL} \ln L(t) + \beta_{KL} \ln K(t) + \beta_{Lt} t \tag{7}.$$

[10] Вж. *Diewert* (1976).

Ако имаме дискретни данни, темповете на изменение на променливите се пресмятат като първи разлики на логаритмите. В конкретния случай имаме:

$$\Delta \ln Y(t) = \frac{1}{2}[a(t) + a(t-1)]\Delta \ln K(t) + \frac{1}{2}[b(t) +$$

$$+ b(t-1)]\Delta \ln L(t) + \Delta \ln A(t) \qquad (8).$$

От последното уравнение получаваме мярката за темпа на нарастване на общата факторна производителност:

$$\Delta \ln A(t) = \Delta \ln Y(t) - \frac{1}{2}[a(t) + a(t-1)]\Delta \ln K(t) -$$

$$- \frac{1}{2}[b(t) + b(t-1)]\Delta \ln L(t) \qquad (9).$$

Въпреки че последното уравнение представя нещата по-прецизно откъм чисто техническа гледна точка, в конкретния случай при пресмятанията на общата факторна производителност ще бъде използван и подходът на *Солоу*, съдържащ се в уравнение (4), за чисто илюстративни цели.

3. Бележки по допълнителните пресмятания

3.1. Избор и подготовка на данни за пресмятанията

Като мярка за **Y(t)** е използван брутният вътрешен продукт по данни на Националния статистически институт, а за **L(t)** – броят на заетите лица по данни на Агенцията по заетостта.[11]

Данни за променливата **K(t)** не се публикуват, поради което се налага тя да бъде пресметната допълнително. Най-често използваният метод за пресмятането ѝ е т. нар. метод на постоянна инвентаризация[12], който накратко може да бъде описан с уравнението:

$$K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1} \qquad (10),$$

[11] Всички стойностни показатели, използвани при пресмятанията, са взети по постоянни цени от 1998 г.

[12] От англ. Permanent Inventory Method, PIM.

където **I(t)** са брутните инвестиции, а **δ** е темпът на изхабяване.[13] Като измерител на брутните инвестиции е използван показателят „брутно образуване на основен капитал" от националните сметки. Единственото предизвикателство тук се състои в определянето на началното условие за уравнение (10) – т. е. на стойността на началния капитал.

Подходът, който ще бъде използван за пресмятането на началния капитал, минава през използване стойността на темпа на изхабяване на капитала, поради което се налага първо да бъдат изложени предположенията за определяне на тази стойност. В литературата се използват различни стойности на темпа на изхабяване. Тук предполагаме, че $\boldsymbol{\delta = 0.05}$, което означава, че пълното изхабяване на дадена капиталова единица се осъществява в рамките на 20 години. Изборът на тази стойност не е случаен, а се базира на получените оценки в редица изследвания. Такива са например *Hernandez and Mauleon* (2003) за икономиката на Испания, *Cororaton* (2002) за Филипините, *Felipe* (1997) за група страни от Източна Азия и др. Изборът на стойността не е случаен и от гледна точка на това, че средното отношение между потреблението на основен капитал и брутния вътрешен продукт за периода 1980 – 1990 г. е 0.138[14] , което при очаквано съотношение *капитал/брутен вътрешен продукт* около 3[15] дава норма на изхабяване приблизително 5%.

Началният капитал се пресмята по формулата:

$$K_0 = I_0 / \delta \qquad (11).$$

Съгласно последното уравнение на практика приемаме, че началният капитал е равен на брутните инвестиции, направени през началната година, умножени по 20.[16] Анализът, разбира се, се влияе в известна степен от конкретното число, което ще използваме за

[13] Терминът „амортизация" не е използван нарочно, за да се избегне асоциацията със счетоводното понятие „амортизационни отчисления", стойността на които обикновено се определя съгласно нормативно определени параметри.

[14] Вж. „Основни макроикономически показатели'98", издание на НСИ, 1999 г.

[15] Използвана е базата от данни за 93 страни на Nehru и Dhareshwa, публикувана от Световната банка. Средната стойност на отношението за тази група страни за 1987 г. е 2.91. За подробности вж. **http://www.worldbank.org/research/growth/ddnehdha.htm**.

[16] Това не означава, че инвестициите през предходните 19 години са равни на тези за годината, за която се пресмята началният капитал; на практика тяхната стойност е значително по-висока, тъй като и тези инвестиции са се изхабявали в течение на времето. Точната стойност на средногодишните инвестиции за този 19-годишен период зависи от това, дали ще бъде избран линеен или геометричен метод на определяне на изхабяването. За подробности относно методите на пресмятане на изхабяването вж. частта, посветена на методологията за пресмятане на капиталовите запаси.

началния капитал, но това влияние постепенно отслабва във времето – т. е. колкото по-далеч от настоящия момент е началният период, толкова по-малко е влиянието на началния капитал върху получените резултати.

3.2. Методология на пресмятане на капиталовите запаси

Методът на постоянна инвентаризация, изложен във формула (10), предполага възможност за рекурсивно заместване назад във времето. Например, ако вземем формулата за момент **(t -1)**, имаме:

$$K_{t-1} = I_{t-1} + (1-\delta)K_{t-2}.$$

Последното заместваме обратно в уравнение (10) и получаваме:

$$K_t = I_t + (1-\delta)I_{t-1} + (1-\delta)^2 K_{t-2} \qquad (12).$$

Можем да продължим така до произволен момент назад във времето и ще получим:

$$K_t = \sum_{i=0}^{n-1}(1-\delta)^i I_{t-i} + (1-\delta)^n K_{t-n} \qquad (13),$$

където **n** е фиксираният момент от времето, от който вземаме началния капитал. Може да се покаже, че дори при $n \to \infty$ изразът, представляващ амортизираната стойност на началния капитал, никога не става нула, т. е. този начин на пресмятане предполага „вечен живот“ на някаква част от капитала. За целите, които сме си поставили в този анализ, капиталът следва да има краен живот – т. е. да се амортизира за краен брой години. Последното се налага и от чисто практична гледна точка, тъй като след определен период от време капиталът загубва способността си да създава нова стойност. Поради това тук е използван следният вариант на уравнение (13):

$$K_t = \sum_{i=0}^{n-1}(1-i\delta)I_{t-i} + (1-n\delta)K_{t-n} \qquad (14).$$

Уравнение (14) предполага постоянно равномерно (линейно) намаляване на стойността на началния капитал, както и на инвестициите, които се правят в интервала между настоящия и началния момент. По този начин се позволява пълно изхабяване на една единица капитал за **1/δ** на брой периоди.

3.3. Пресмятане на капитала по отрасли

Към настоящия момент данни за компонентите на брутния вътрешен продукт по метода на крайното използване за отделните отрасли не са изготвени от страна на Националния статистически институт. При това положение за евентуално пресмятане на капиталовите запаси по отрасли е необходимо да бъдат направени съответните предположения. Един възможен подход би бил да приемем, че динамиката на капитала по отрасли изцяло съвпада с динамиката на придобитите дълготрайни материални активи по години.[17] С други думи – това означава да приемем, че делът на капитала на съответния отрасъл в общия капитал е равен на дела на същия отрасъл в общата сума на придобитите дълготрайни материални активи.[18]

Неточностите при това допускане биха се състояли в следното:

• Динамиката на капитала в секторите не се определя единствено от последователното натрупване на дълготрайни материални активи, а и от дела на началния капитал на отрасъла в общия начален капитал, както и от отрасловата норма на изхабяване. Тези две стойности е логично да не съвпадат съответно с дяловете на отделните отрасли в ДМА за началната година и нормата на изхабяване за цялата икономика.

• Придобитите дълготрайни материални активи невинаги са нови. В резултат на това, от една страна, записването им в стойността на капитала за съответния период не е съвсем точно, тъй като в известна степен цената на придобиване не е пряко отражение на степента на изхабяване. От друга страна, пресмятането на изхабяването във времето на дадена капиталова единица също не би било прецизно, тъй като стойността на множителя във формули (13) и (14) в общия случай би била грешна по дефиниция.

---

[17] Подобно разсъждение може да бъде направено по аналогия и като се използва потреблението на основен капитал, за което има данни.

[18] В аналитичен запис, предположението би изглеждало така:

$$\frac{K_j}{K} = \frac{TFA_j}{TFA}, \quad \sum_j K_j = K, \quad \sum_j TFA_j = TFA,$$

където **K** е капиталът, **TFA** са дълготрайните материални активи, а **j** е индекс за съответния отрасъл.

• Не се отчита влиянието на нематериалните дълготрайни активи; в случая се приема, че тяхната динамика е същата като тази на материалните активи. Нещо повече – не се отчита фактът, че нематериалните дълготрайни активи са до голяма степен неравномерно разпределени между отделните отрасли (например очаква се в селското стопанство да се намира най-малката част от тях).

Това първо приближение може до някаква степен да служи като ориентир за състоянието на капитала по отрасли. Съответните пресмятания са извършени, но не са включени в тази статия, тъй като най-вероятно не отразяват действителната динамика на показателя. По същата причина е пропуснато включването и на получените резултати за общата факторна производителност по отрасли.

3.4. Пресмятане на дела на доходите от труд в общия доход

Най-лесният начин за пресмятане на дела на доходите от труд е, като се вземе съотношението *компенсация на наетите лица от националните сметки/брутен вътрешен продукт* (или *брутна добавена стойност*). При това обаче има вероятност доходи, които по своята същност са трудови, да бъдат отнесени към групата на доходите от капитал.[19] Тъй като подобно детайлно представяне на източниците на дохода не е налице, ще използваме единствено съображението, че една част от сумата на нетния опериращ излишък и нетния смесен доход, за която е налице статистика, може да бъде характеризирана като трудов доход. Става въпрос за стойността на нетния смесен доход, който се състои от доходите от некорпорирани предприятия, които получават собствениците им или членове на техните семейства. Тъй като най-често този доход не се отчита като работни заплати и свързани с тях разходи, но по същество изпълнява такава функция, той е добавен към компенсацията на наетите лица. Тъй като има данни само за нетния смесен доход за периода 1998–2001 г., използваме средното за тези 4 години на съотношението:

$$\frac{\text{Нетен смесен доход}}{\text{Нетен смесен доход + Нетен опериращ излишък}}$$

[19] За обстойно разискване на този подход вж. *Krueger* (1999).

и го прилагаме към целия период, който анализираме. Получената стойност в конкретния случай е приблизително 0.33, което значи, че приемаме, че делът на нетния смесен доход в посочената сума е 1/3.

Следователно:

$$a(t) = \frac{COE(t) + NMI(t)}{GDP(t)}, \quad b(t) = 1 - a(t), \qquad (15),$$

където **COE** е компенсация на наетите, а **NMI** е нетен смесен доход.

4. Резултати

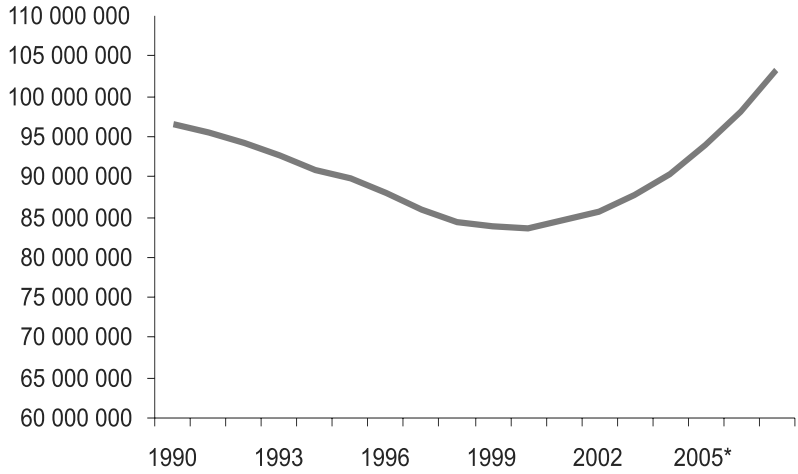
4.1. Капиталови запаси

Резултатите от направените пресмятания за капиталовите запаси по двата метода съгласно уравнения (13) и (14) са представени съответно на графики 1 и 2, както и в табличен вид в приложение 2.

Графика 1

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ, ПРЕСМЕТНАТИ ПО ГЕОМЕТРИЧНИЯ МЕТОД

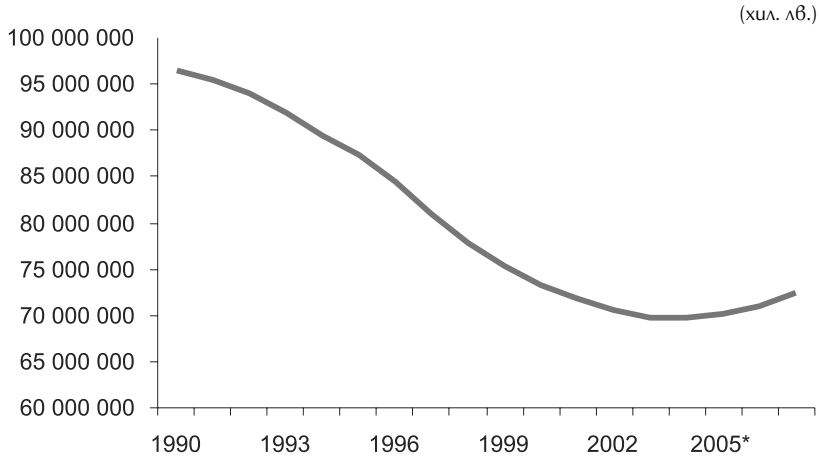
(хил. лв.)



* Прогноза.

Графика 2

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ, ПРЕСМЕТНАТИ ПО ЛИНЕЙНИЯ МЕТОД



* Прогноза.

И в двата случая началната стойност на капитала е една и съща и е пресметната, като брутното образуване на основен капитал за 1990 г. е умножено по 20. В първия случай капиталът показва тенденция към намаляване до 2000 г. включително, след което изцяло променя посоката си към нарастване. Във втория случай капиталът намалява до 2004 г., като темпът му на намаляване преминава от нарастващ към намаляващ от 1996 г.

Що се отнася до съотношението *капиталови запаси/брутен вътрешен продукт*, в първия случай в началото на периода то има стойност 3.36[20], а в края – 3.18[21]. Във втория случай в началото на периода стойността е също 3.36, а в края е 2.54.

[20] По данни от Статистическия годишник на Република България за 1991 г. през 1990 г. съотношението *стойност на производствените фондове в националната икономика/брутен вътрешен продукт* е 3.09. Тук обаче следва да се спомене, че производствените фондове подценяват стойността на капитала в икономиката, доколкото за същия период няма точна оценка за нематериалните дълготрайни активи. Следователно може да се счита, че и стойността 3.09 подценява реалното състояние.

[21] При първия метод на пресмятане стойността на показателя не намалява чувствително, което се дължи на вече описания недостатък в метода.

Стойностите за България за началото на периода изглеждат сравнително високи – те се обясняват с факта, че в началото на 90-те години състоянието на икономиката предполага ниска ефективност на капитала в създаването на стойност. Част от причините за това са следните:

• Спад в търсенето на произведена в страната продукция – в началото на периода делът на промишлеността в икономиката е изключително голям. Секторът на услугите е малък и недоразвит и поради това икономиката не е в състояние да произведе количеството стоки и услуги със съответното качество, което да отговаря на характеристиките на търсенето и на нарастващата конкуренция на вноса.

• Спад във външното търсене – поради преструктурирането на бившия СИВ редица производства се озовават в ситуация на драстично свити пазари.

• Направените до момента инвестиции са с остарели технологии, които не са в състояние да осигурят ефективно производство и пр.

При описаните условия напълно нормално е да се очаква сравнително ниско производство на единица капитал, тъй като в краткосрочен план той не може да се променя и да следва динамиката на производството.

Намаляването на показателя може да се тълкува, от една страна, като декапитализация на икономиката, доколкото и в абсолютно изражение капиталовите запаси намаляват. От друга – по-ниската стойност може да се разглежда и като повишаване на ефективността на производството. Това означава, че капиталът в съвременните условия е по-продуктивен, отколкото в началото на периода. Последното твърдение е логично от гледна точка на това, че в периода на преструктуриране на икономиката се променят същественото типът на инвестиционната дейност и източниците на инвестиране и постепенно се преминава към пазарно ориентирана икономика, в която агентите се стремят да оптимизират разходите си. Това, разбира се, означава постепенно внедряване и на нови технологии, които по дефиниция водят до по-ефективно производство. Не на последно място намаляващата стойност на показателя при относително висока безработица и ниски нива на заплащане, какъвто е типичният случай за т. нар. икономики в преход, може да се разглежда като отражение на тенденцията към компенсиране на недостига от капитал със съответния трудов ресурс. Намирането

на точния баланс между тези резултати би могъл да даде известна представа за нетното изменение в ефективността на производството в макроикономически план. В крайна сметка обаче последният ефект се очаква да има ограничено влияние, тъй като трудът далеч не може да бъде характеризиран като съвършен заместител на капитала.

Прогнозните стойности на капитала за периода 2004–2007 г., които са показани и на двете графики, са пресметнати, като са използвани прогнозите за темпа на нарастване на инвестициите, използвани при изготвянето на Предприсъединителната икономическа програма (ПИП) 2004–2007 г.

4.2. Обща факторна производителност

Пресмятанията по отношение на общата факторна производителност са извършени за периода 1991–2003 г.[22] Подобно на капиталовите запаси са направени и прогнози за развитието на показателя до 2007 г., като са използвани прогнозите за темповете на нарастване на инвестициите, заетостта и брутния вътрешен продукт от ПИП 2004 – 2007 г.

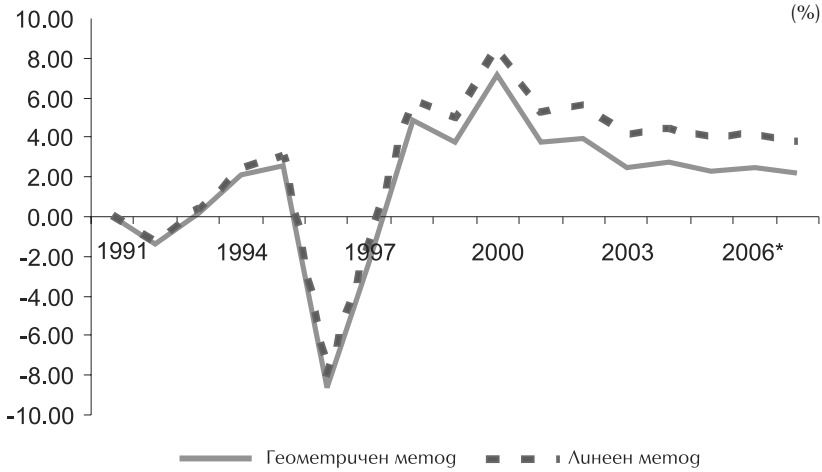
Резултатите за растежа на общата факторна производителност, пресметнати по уравнение (3) и уравнение (9), са представени съответно на графики 3 и 4, както и в таблица 3 в приложение 2.[23]

[22] По отношение на статистическите данни за формирането на дохода по икономически сектори за периода 1990–1997 г. са използвани стойностите, публикувани в „Основни макроикономически показатели'98" на НСИ, а за периода 1998–2003 г. – от базата данни на АИАП с окончателни и предварителни данни от НСИ.

[23] Прогнозите за общата факторна производителност, пресметнати по уравнения (3) и (9), съвпадат, тъй като дяловете на дохода от труд, съответно от капитал, са приети за постоянни от 2003 г. нататък.

Графика 3

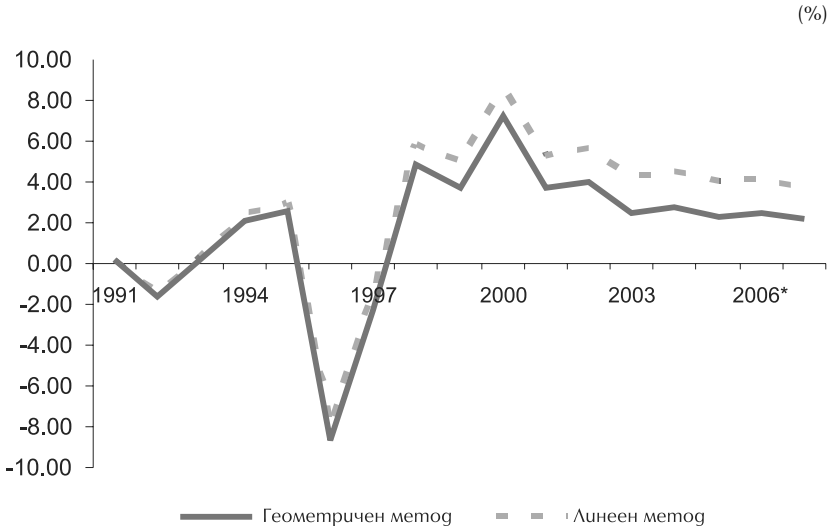
РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ



* Прогноза.

Графика 4

РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ



* Прогноза.

Както лесно може да се види от графиките и таблицата с резултати, включена в Приложение 2, стойностите на общата факторна производителност, получени съгласно двете уравнения, не се различават съществено помежду си. Причината за това се дължи на факта, че дяловете на компонентите на дохода в брутния вътрешен продукт са много близки в рамките на два съседни периода. Това дава основание да се твърди, че уравнение (3) дава достатъчно точни резултати в случаи, подобни на този. Уравнение (9) се оказва по-точно единствено в случаите, когато динамиката на компонентите на дохода в краткосрочен план е съществена.

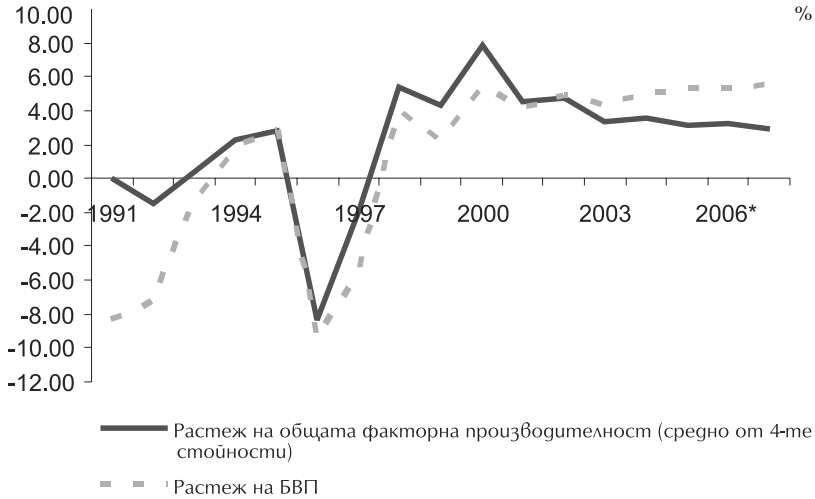
5. Изводи

Според получените резултати[24] динамиката на растежа на общата факторна производителност е главният определящ фактор за икономическия растеж в България. Ниските и нестабилни стойности на показателя през периода до 1997 г. определят и неустойчивото развитие на брутния вътрешен продукт (графика 5). Съответно високите му стойности след въвеждането на паричния съвет са основната причина и за относително високия темп на нарастване на брутния вътрешен продукт.

[24] Сравними резултати за общата факторна производителност са представени и в *Минасян* (2004) (вж. глава 8, с. 240–247), където е използван аналогичен апарат. Получените там оценки са близки до тези в настоящата статия, пресметнати по оригиналния метод на Солоу при геометрично изхабяване на капитала. Разликите между двете оценки се дължат най-вече на първоначалните допускания за съотношението *капиталови запаси/брутен вътрешен продукт*, както и на различния подход на авторите при определяне коефициентите на еластичност на труда и капитала. Оценките от настоящата статия, получени както с използване на линейно изхабяване на капитала, така и с трансцендентална логаритмична производствена функция, дават по-съществени различия. Въпреки това като цяло динамиката на развитие на фактора „обща факторна производителност" остава сходна.

Графика 5

РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ И НА БВП



* Прогноза.

Резултатите са очаквани и до голяма степен съвпадат с развитието на икономиката през разглеждания период. Очаквани са, доколкото скоростта на преминаване от неефективен към ефективен начин на производство в среда със засилваща се конкуренция предполага съответен размер на темповете на нарастване на общата факторна производителност. Именно повишаването на ефективността на икономиката вследствие на извършените реформи след 1997 г. води до стойности на показателя от порядъка на 4–5% годишно. Тези стойности са по-високи от стойностите за развитите индустриални икономики, но следва да се разглеждат като нещо съвсем нормално поради изброените по-долу причини и фактори, определящи общата факторна производителност. За 2000 г. дори се наблюдават значително по-високи стойности от порядъка на 8–9% (в зависимост от използвания метод), което е напълно в съответствие с реалността. Именно през 2000 г. е осъществен значителен дял от реформите в българската икономика – извършена е приватизация на съществен обем активи, както и е осъществена оптимизация на заетостта, довела до нарастване на безработицата в страната. Вероятно на това се дължи най-вече голямата разлика между

стойностите за тази и за останалите години. Тази оптимизация на производствата от гледна точка на мащаба ѝ може да бъде считана за еднократен шок, въпреки че в по-малка степен ефектът е налице и през други години.

Въпреки че теорията не дава еднозначен отговор за това, как да бъде определено на какво точно се дължи остатъкът от изменението в общата факторна производителност, причините могат да бъдат изведени логически, като отново се вземат предвид структурните изменения в икономиката на страната.

На първо място, промяната в структурата на производство и неговото ориентиране към пазарите води към оптимизация на производствените разходи. Последното се подчертава и от отсъствието на държавните субсидии, които са характерни за наследените елементи на планово стопанство. На второ място, типът и качеството на инвестициите се променя коренно, което е следствие от увеличаване дела на частния сектор и стремежа да се използват все по-съвременни технологии.[25] Трето, притокът на чуждестранни инвестиции е основен фактор за повишаване на общата факторна производителност, тъй като посредством тях се осъществява технологичен трансфер и трансфер на производствени и управленски знания и умения, които не са по финансовите възможности на голяма част от вътрешните инвеститори. В по-малка степен технологичен трансфер, макар и по-скоро косвен, се осъществява и чрез вноса на инвестиционни стоки. В най-малка степен технологичен трансфер може да се приеме, че се осъществява чрез вноса на потребителски стоки и евентуално след това прилагане върху тях на „обърнат инженеринг“[26] за непряко изучаване на производствени техники.

За растежа на брутния вътрешен продукт, а оттам и на общата факторна производителност в България след 1997 г. безспорно важна роля изигра и финансовата стабилизация. Последното не е изненадващо, тъй като подобен тип зависимост е добре изследвана и в световната литература.[27] Ниските стойности на колебанията в

[25] В това отношение може да се счита, че за моделиране на този период на преобразуване на икономиката е по-добре да се използват модели с хетерогенен капитал, каквито са например т. нар. *vintage* модели.

[26] От. англ. reverse engineering.

[27] Вж. например *Fischer (1993)* – в тази статия е показано, че икономическият растеж е в обратна зависимост с инфлацията, големите бюджетни дефицити и наличието на сериозни неравновесия на валутните пазари.

ценовото равнище, бюджетната дисциплина и наложеното доверие в националната валута чрез фиксиране на обменния курс към германската марка (впоследствие към единната европейска валута евро) несъмнено осигуриха сигурността, необходима за планиране и осъществяване на инвестиции, съответно за възстановяване и разширяване на нормалното функциониране на икономиката.

Важен фактор, който допълва финансовата стабилизация, е институционалното изграждане. Доколкото създадените в периода на преход в България институции се развиват колебливо и понякога без дългосрочна стратегия, както и поради факта, че все още не е постигнато точно и строго прилагане на правните норми, може да се твърди, че в тази посока влиянието е по-скоро ограничено, макар и като цяло положително.

С оглед липсата на реформи и наличието на сериозни проблеми в българското образование не може да се твърди, че в резултат от дейностите, извършвани в този отрасъл, се осигурява нарастване на човешкия капитал. Най–оптимистичният вариант, който може да се допусне, е, че образователната система осигурява човешки капитал, който е достатъчен единствено да покрие естественото изхабяване, съответно намаляването на количеството на този фактор в икономиката – т. е. може да се твърди, че нарастването на общата факторна производителност не е в права зависимост от продукта на образователната система. Разбира се, до момента, в който не бъде направен обстоен количествен анализ на формирането на човешкия капитал, силата и посоката на това влияние остава в сферата на предположенията.

Т. нар. „изтичане на мозъци“ често се разглежда като отделен фактор, влияещ на равнището на човешкия капитал, а оттам и на общата факторна производителност, както е в нашия случай. Доколкото емигрират предимно млади хора, които не са утвърдени професионално, може да се твърди, че този процес би имал по-скоро силен бъдещ ефект върху нарастването на общата факторна производителност поради отслабването на човешкия капитал и деформацията на демографската структура на населението. За периода от 1990 г. насам обаче не може да се счита, че емиграцията има силен ефект върху текущите равнища на общата факторна производителност. Разбира се, отново следва да се подчертае, че точни резултати и съответни коментари могат да бъдат получени едва след обстойно количествено и качествено изследване на процеса на емиграция и неговите ефекти върху икономиката.

В каква посока се очаква да се развива общата факторна производителност в бъдеще? За да дадем отговор на този въпрос, трябва да коментираме и очакваното развитие на останалите два фактора на производство – труд и капитал. По обясними демографски причини, както и поради квалификационните характеристики на работната сила в момента не може да се очаква съществено нарастване на заетите лица, съответно приносът на фактора „труд" към икономическия растеж се очаква да бъде неголям. Получените резултати по отношение на физическия капитал показват, че количеството на този фактор нараства от определен момент нататък. За стойностите, получени от линейния метод на изхабяване (който в тази статия е приет за по-точен), нарастването на капитала започва през 2005 г. В това отношение може да се очаква и съответен положителен принос към икономическия растеж. С оглед на факта, че наличието на повече капитал повишава производителността на труда, това автоматично би означавало, че се очаква и нарастване на общата факторна производителност. Уместен е въпросът, дали това нарастване може да продължи да бъде по-високо от това в развитите индустриални икономики и в дългосрочен план. Вече беше споменато, че за типичната икономика в процес на преход към пазарни отношения, каквато е в България, съществен принос за изменението на този фактор на производство има самото преструктуриране. Ясно е, че това преструктуриране не може да продължи вечно, т. е. оптимизацията на производството ще приключи в някакъв краен, вероятно близък момент от времето. В крайна сметка в средносрочна и дългосрочна перспектива се очаква нарастване на общата факторна производителност да има единствено по линия на бъдещия трансфер на технологии и знания от развитите индустриални икономики – явление, което често се квалифицира като екзогенно в неокласическата теория на икономическия растеж. В това отношение от гледна точка на възможностите за вътрешно влияние върху показателя съществена роля може да изиграе реформирането на образователната система, което ще позволи известна ендогенизация и на процеса на създаване и внедряване на нови знания и технологии.

Приложения

Приложение 1. Пресмятане на остатъка на Солоу

Резултатът от уравнение (2) се получава по следния начин. Първо, логаритмуваме уравнение (1):

$$\ln Y(t) = \ln A(t) + \ln F[K(t),\ L(t)].$$

Използваме факта , че $\frac{d \ln x(t)}{dt} = \frac{\dot{x}(t)}{x(t)}$ и след като диференцираме последното уравнение по времето, получаваме:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{F_K}{F[K(t), L(t)]}\dot{K}(t) + \frac{F_L}{F[K(t), L(t)]}\dot{L}(t).$$

Използваме, че F[K(t),L(t)] = Y(t)/A(t):

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{A(t)F_K}{Y(t)}\dot{K}(t) + \frac{A(t)F_L}{Y(t)}\dot{L}(t).$$

Последното е равносилно на:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{A(t)K(t)F_K}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \frac{A(t)L(t)F_L}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}.$$

Ако приемем, че пазарът на труда и пазарът на капитала се характеризират със съвършена конкуренция, тогава пределният продукт на всеки от двата фактора е равен на цената на фактора. Тогава имаме:[28]

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + r\frac{K(t)}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + w\frac{L(t)}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)},$$

където **r** е цената на капитала, а **w** е цената на труда. Изразите $r\frac{K(t)}{Y(t)}$ и $w\frac{L(t)}{Y(t)}$ представляват съответно дяловете на

[28] Пределните продукти в случая са: $\frac{\partial Y}{\partial K} = A\frac{\partial F}{\partial K} = AF_K$ и $\frac{\partial Y}{\partial L} = A\frac{\partial F}{\partial L} = AF_L$.

плащанията към всеки от факторите на производство в съвкупния доход. Ако предположим, че производството се характеризира с постоянна възвръщаемост от мащаба, то тогава тези дялове се сумират до единица, откъдето получаваме:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}, \quad a(t) + b(t) = 1$$

От последното уравнение директно се извежда остатъкът на Солоу.

Приложение 2. Таблици

Таблица 1

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ

(в хил. лв. по цени от 1998 г.)

Година	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване
1990	96479537	96479537
1991	95517940	95517940
1992	94321427	94080229
1993	92560103	91838911
1994	90918284	89481294
1995	89839264	87455076
1996	88079059	84520378
1997	85835356	80877584
1998	84463363	77886302
1999	83768585	75357647
2000	83653057	73197083
2001	84492473	71782041
2002	85715674	70541653
2003	87627298	69778456
2004*	90414459	69676506
2005*	93931405	70085274
2006*	98139664	70959318
2007*	103161461	72412071

* Прогноза.

Източник: Собствени изчисления.

Таблица 2

СЪОТНОШЕНИЕ *КАПИТАЛ/БВП*

Година	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване
1990	3.36	3.36
1991	3.63	3.63
1992	3.86	3.85
1993	3.85	3.82
1994	3.71	3.65
1995	3.57	3.47
1996	3.86	3.70
1997	3.98	3.75
1998	3.77	3.47
1999	3.65	3.29
2000	3.46	3.03
2001	3.36	2.85
2002	3.25	2.67
2003	3.18	2.54
2004*	3.13	2.41
2005*	3.09	2.30
2006*	3.07	2.22
2007*	3.06	2.14

* Прогноза.

Източник: Собствени изчисления.

Таблица 3

НАРАСТВАНЕ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ

(%)

	Уравнение (3)		Уравнение (9)	
Година	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване
1991	-0.03	-0.03	0.15	0.15
1992	-1.41	-1.33	-1.59	-1.50
1993	0.20	0.38	0.20	0.37
1994	2.10	2.39	2.06	2.35
1995	2.56	2.99	2.54	2.95
1996	-8.64	-8.05	-8.67	-8.10
1997	-2.28	-1.49	-2.26	-1.49
1998	4.86	5.86	4.83	5.81
1999	3.75	4.94	3.76	4.93
2000	7.18	8.57	7.21	8.57
2001	3.76	5.24	3.76	5.24
2002	3.97	5.61	3.98	5.60
2003	2.44	4.15	2.44	4.15
2004*	2.73	4.45	2.73	4.45
2005*	2.31	4.01	2.31	4.01
2006*	2.45	4.12	2.45	4.12
2007*	2.18	3.76	2.18	3.76

* Прогноза.

Таблица 4

ДЯЛОВЕ НА КАПИТАЛОВИЯ И ТРУДОВИЯ ДОХОД В ОБЩИЯ ДОХОД

Година	a(t)	b(t)
1989	0.63	0.37
1990	0.64	0.36
1991	0.61	0.39
1992	0.67	0.33
1993	0.66	0.34
1994	0.63	0.37
1995	0.61	0.39
1996	0.58	0.42
1997	0.55	0.45
1998	0.52	0.48
1999	0.51	0.49
2000	0.49	0.51
2001	0.50	0.50
2002	0.49	0.51
2003	0.48	0.52

Литература

Димитрова, П. Иконометрични модели на икономическия растеж за България, Статистика, бр. 4/2003.

Пиримова, В. Растеж, цикличност, конюнктура. УИ „Стопанство", 2001.

Пиримова, В. Инвестиционна обусловеност и проекции на растежа в България, „Икономическа мисъл", бр. 2/2002.

Минасян, Г. Финансова стабилизация и икономически растеж, АИ „Проф. Марин Дринов", 2002.

Минасян, Г. Финансово програмиране, Горекс Прес, Второ издание, 2004.

Barro, R. J., X. Sala-i-Martin. Economic Growth. MIT Press, second edition, 2003.

Caselli, F. Accounting for Cross-Country Income Differences. Working paper, London School of Economics, Draft September 2004.

Cerbian, M., S. Lopez. Economic Growth, Technology Transfer and Convergence in Spain. Technical Change, Economic Growth and Convergence in Europe, 2002.

Cororaton, C. Total Factor Productivity in the Philippines. Discussion Paper, Philippine Institute for Development Studies, 2002.

Diewert, W. E. Exact and Superlative Index Numbers. Journal of Econometrics, 4(2), 1976, pp. 115-145.

Felipe, J. Total Factor Productivity Growth in East Asia: A Critical Survey. Working paper, Asian Development Bank, 1997.

Fischer, S. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. National Bureau of Economic Research, Working Paper 4565, 1993.

Fujikawa, K., T. Watanabe. Productivity Growth of Chinese Economy by Industry. International Input Output Association (IIOA) conference, 2002.

Griliches, Z., The Discovery of the Residual: An Historical Note. National Bureau of Economic Research, Working Paper 5348, 1995.

Groth, C., M. Gutierez-Domenech, S. Srinivasan. Measuring Total Factor Productivity for the United Kingdom. Measuring Factor Inputs, Bank of England, 2003.

Hernández, J. A., I. Mauleón. Estimating the Capital Stock. Universidad de la Laguna and Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, Working paper, 2003.

Hu, B., M. McAleer. Sectoral Productivity Growth in China. Proceedings of the International Conference on Environmental Modelling and Software, Vol.2, 2002.

Hulten, C. Total Factor Productivity: A Short Biography. National Bureau of Economic Research, Working Paper 7471, 2000.

Jones, C. I. Introduction to Economic Growth. W. W. Norton & Co., Inc.,first edition, 1998.

Krueger, A. B. Measuring Labor's Share. National Bureau of Economic Research, Working Paper 7006, 1999.

Mankiw, N. G., D. Romer, D. N. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 108(2), 1992.

Nguyen, S. V., E. C. Kokkelenberg. Measuring Total Factor Productivity, Technical Change and the Rate of Returns to Research and Development. US Census, Economic Studies, 91-3, 1991.

Oulton, N., S. Srinivasan. Capital Stocks, Capital services, and Depreciation: An Integrated Framework. Bank of England, Working Paper 192, 2003.

Senhadji, A. Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Excercise. IMF, Working Paper WP/99/77, 1999.

Singh, N., H. Trieu. Total Factor Productivity Growth in Japan, South Korea and Taiwan. Indian Economic Review, 34(2), 1999, pp. 93-112.

Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. Review of Economics and Statistics, 39(3), 1957, pp. 312-320.

Wang, H., C. Lawson. Growth Accounting vs. Regression in a Crosscountry TFP Exercise. Centre for Public Economics, University of Bath, 2003.

DP/49/2005

Опит за измерване на съществената инфлация в България

Калина Димитрова

Резюме. Индикатор на съществената инфлация редовно се отчита и анализира от почти всички централни банки в света, като през последните две десетилетия този показател зае централно място при определяне на паричната политика. Задачата на това изследване е да се опита да измери съществената инфлация в българия. Следвайки дефиницията, този индикатор трябва да разкрива основния или централен компонент в инфлационното развитие. За целта използваме различни методи за дефиниране на този показател. Сред големия брой кандидат показатели отсяваме най-добрите съобразно свойството им най-близо да проследяват инфлационния тренд. Като допълнителен критерий изследваме прогнозните качества на представителните показатели. Напълно според очакванията ни резултатите не са еднозначни, като най-добре се представя показателят на съществената инфлация, който изключва само сезонните хранителни стоки. Въпреки това считаме, че е необходимо наблюдаването на набор от показатели. Проблемите, пред които е поставен изборът на официален индикатор на съществената инфлация, са както методологически, така и чисто практически, като наличието на кратките времеви редове и силната динамика на относителните цени.

Abstract. Core inflation is being calculated and analyzed by almost all central banks in the world, and in the last two decades it has a central role in monetary policy decision making process. This paper is an attempt to estimate core inflation in Bulgaria, following the definition that such indicator has to reveal the core or the central component in inflation developments. For that purpose, different estimation methods are used. Among the huge number of candidates, the best are selected according to their ability to follow the inflation trend as close as possible. The additional criterion estimates the forecasting features of the representative indicators. The results are not robust, which is according to the expectations, as the core inflation indicatorq excluding only seasonal food products like fruits and vegetables, is performing relatively well. However, the study suggests analysis of a group of indicators. The choice of an official core inflation indicator faces methodological and practical problems like short time series and strong relative price dynamics.

Съдържание

Въведение .....

I. Концептуална рамка на

съществената инфлация .....

1. Подходи за измерване на съществената инфлация .....
2. Критерии за избор на индикатор за съществената инфлация и резултати .....

II. Анализ на данните .....

1. Относителни цени .....
2. Статистически анализ на данните .....

III. Кандидат-показатели .....

IV. Резултати .....

V. Заключение .....

Приложения .....

Литература

Калина Димитрова е икономист в отдел „Макроикономически изследвания" към дирекция „Икономически изследвания и прогнози" на БНБ, e-mail: dimitrova.ka@bnbank.org; тел. 9145 1719. Авторът иска лично да благодари на Юлиян Калдерон (BGservice) за оказаната техническа помощ при изработването на калкулатор за пресмятането на показателите на съществената инфлация с ограничено разпределение.

Въведение

Традиционната роля на централната банка е да запази покупателната способност на парите, като контролира инфлацията. През последните години тази цел заема все по-централно и водещо място (*Sterne*, 1999), като се поставят ясни количествени цели за изменението на цените[1]. Подобна политика фокусира вниманието си върху връзката между инструментите на паричните власти и инфлацията, като по този начин предприетите от паричната институция действия стават по-прозрачни. Независимо от по-доброто опознаване на влиянието на паричното предлагане върху инфлацията общата инфлация във всеки един момент не е изцяло под контрола на централната банка. Мерките, предприети в контекста на паричната стратегия, оказват влияние само върху една част от инфлационния натиск и дават отражение върху общата инфлация след определен период от време. Освен това развитието на други икономически фактори, които са извън функциите на централната банка, може да доведе до временни ефекти върху инфлацията. Ето защо при вземането на решения в областта на паричната политика икономистите се съсредоточават върху по-трайните изменения в инфлацията, които наричат *съществена инфлация* (*core inflation*)[2].

Измерването на съществената инфлация е от голямо значение поради няколко причини. Преди всичко тя следва да разкрива тенденцията в развитието на инфлационния процес, без да се влияе от краткосрочните и обратими ценови изменения на определени потребителски стоки, чиито цени са доказали високата си променливост във времето. Измерването на съществената инфлация придобива актуално звучене сред страните в преход, които преживяват драстична динамика на общото ценово равнище. Изключвайки административно регламентираните цени, които имат голям принос за общата инфлация в процеса на преход към пазарна икономика, съществената инфлация измерва относителното изменение на онези стоки и услуги, чиито цени се определят на пазарен принцип. Анализирането на различни показатели, характеризиращи поведението на

[1] Парична политика с ясно дефинирана целева инфлация се нарича още инфлационно таргетиране (*inflation-target*).

[2] В българската икономическа литература все още не съществува утвърден превод на този термин, като в това изследване е използвана изцяло авторска интерпретация на смисъла на този индикатор. Възможно е да се срещнат и определения като същинска, базисна, основна или базова, естествена, нетна инфлация или сърцевинна.

цените на отделни стоки и услуги, със сигурност ще спомогне за по-доброто опознаване на инфлационния процес и неговите тенденции.

Основна задача на това изследване е прилагането на различни подходи за измерване на съществената инфлация в България. Към настоящия момент се открояват два основни подхода – моделиращ и статистически, като вторият доминира при дефинирането на официален показател за съществената инфлация, публикуван или от централните банки, или от статистически институти. Затова ние използваме по-скоро статистическата дефиниция на същественото ниво на инфлация, където се акцентира върху отстраняване на статистическия шум, отколкото на по-тясното ѝ тълкуване като парична инфлация. При избора на представителен индикатор за съществената инфлация, основен критерий е свойството му да доближава тренда, а в допълнение се подлагат на проверка и прогнозните му свойства.

Изследването се състои от пет части, като в началото определяме понятието, представяме подходите за конструиране на съществената инфлация и критериите за избор на показател на съществената инфлация. В *част II* разглеждаме данните по отношение на развитието на относителните цени, което в страните в преход се характеризира със силна динамика, след това се обръща специално внимание на статистическите характеристики на данните за инфлацията. В *част III* конструираме кандидат показателите с данни за страната съобразно прилаганата към настоящия момент методика, след което в *част IV* правим оценка на техните свойства. В последната *част V* обобщаваме резултатите и даваме нови насоки за дискусия и икономически изследванията по темата.

I. Концептуална рамка на съществената инфлация

Въпреки голямото количество литература по темата, трудно може да се открие ясен отговор на въпроса какво представлява същественото ниво на инфлация. Все пак икономистите достигат до компромиса, че съществената инфлация трябва да описва дългосрочните тенденции в инфлационния процес, което означава, че трябва да съдържа по-малко шум в статистическия смисъл на думата. Идеята, залегнала в концепцията за съществената инфлация, може да бъде представена със следната формула:

$$\pi_t^c = \pi_t - \varepsilon_t \qquad (1),$$

където $\boldsymbol{\pi}_t^c$ е съществената инфлация, $\boldsymbol{\pi}_t$ е изменението на общото

ценово равнище и $\boldsymbol{\varepsilon_t}$ определяме като шокове върху инфлацията.

Разликата между шоковете на съвкупното предлагане и търсене, от една страна, и ценовите шокове, от друга, се определя от времетраенето на тези ефекти върху общата инфлация (*Hogan, Johnson and Lafleche*, 2001). Шоковете, произтичащи от предлагането и търсенето, влияят върху инфлацията след определен период от време, докато ценовите шокове непосредствено рефлектират върху измерваната инфлация. Основната дефиниция за съществената инфлация може да бъде доразвита, като разложим шоковете на два компонента:

$$\varepsilon_t = \mu_t + \eta_t \qquad (2).$$

Първият от тях $\boldsymbol{\mu_t}$ представлява ефекта от временните шокове на относителните цени като тези, които оказват най-силно влияние върху енергийните и хранителните продукти. Този компонент включва и случайните грешки при измерване на инфлацията. Вторият елемент $\boldsymbol{\eta_t}$ съдържа постоянните шокове по линия на предлагането или търсенето[3]. Декомпозирането на шоковете предполага две дефиниции за съществената инфлация:

$$\pi_t^{c_1} = \pi_t - \mu_t \qquad (3),$$

$$\pi_t^{c_2} = \pi_t - \mu_t - \eta_t \qquad (4).$$

Първата дефиниция изключва от общата инфлация шоковете, които са с краткосрочен ефект и след време имат обратна сила. Подобни шокове не трябва да формират постоянните промени в инфлационните очаквания и затова могат да бъдат третирани като смущения. Втората дефиниция премахва всички влияния върху общата инфлация, които не се дължат нито на очаквания, нито на отклонение от потенциалното производство. Изборът между двете дефиниции на съществената инфлация зависи от това, какво искаме да измерим. Ясно е, че желаем да отстраним ефекта от обратимите ценови шокове, тъй като те представляват статистически шум в дългосрочното развитие на инфлационния процес. В този случай е подходящо измерването на $\pi_t^{c_1}$. От друга страна обаче, може да е желателно да отстраним еднократните ценови шокове с постоянен ефект, особено когато те са добре възприети от населението като шокове на ценовото равнище и следователно не трябва

[3] За целите на паричната политика, постоянните шокове по дефиниция имат дълготрайност, по-голяма от тази, с която паричната политика влияе върху инфлацията.

да се натрупват при формиране на инфлационните очаквания. В този случай бихме предпочели $\pi_t^{c_2}$ като по-рестриктивен показател. Първата дефиниция е също така подходяща при определянето на крайна цел на паричната политика, докато втората е по-добър избор за средносрочна цел.

По отношение на концептуалната рамка в изследването не се прави разлика между различните дефиниции на показателя от гледна точка на продължителността на шоковете, а се следва общата дефиниция, като поставяме изискването съществената инфлация да разкрива основната тенденция в инфлационното развитие, или с други думи – да определя инфлационния тренд. Освен това трябва да уточним, че ние не разглеждаме съществената инфлация в тесния смисъл на дефиницията като парична, защото, за да твърдим, че тя се влияе от действията на паричните власти, е необходимо да изследваме тези ѝ свойства в контекста на модел на парична политика с трансмисионен механизъм.

1. Подходи за измерване на съществената инфлация

В икономическата литература, посветена на измерването на съществената инфлация, са систематизирани два основни подхода. *Моделиращият подход* фокусира предимно върху определяне поведението на съществената инфлация и търси отговор на въпроса, как дефинираме съществената инфлация. Този подход се свързва с Куа и Вахи (*Quah and Vahey*, 1995), които отдават значение на теоретичната дефиниция за съществената инфлация и използват понятието, за да определят дългосрочните ограничения в модела си[4]. Те определят съществената инфлация като онази част от развитието на общата инфлация, свързана със „смущението, което няма влияние върху обема на производството след даден фиксиран хоризонт". Тази дефиниция предполага, че съществената инфлация е неутрална спрямо производството в средносрочен и дългосрочен план, но може да рефлектира върху него в по-кратък хоризонт. Подходът притежава предимството да проследява директната връзка между паричната политика и съществената инфлацията, което е

[4] Авторите правят оценка на инфлацията във Великобритания с помощта на структурна векторна авторегресия (*structural vector autoregression–SVAR*), изследвайки темпа на инфлацията и икономическия растеж, като по този начин те се опитват да отделят съществените от несъществените промени в инфлацията.

основа на определението *парична* инфлация.

Докато тази дефиниция е теоретично привлекателна, тя изисква прилагането на структурен модел, който според Браян и Кечети (*Bryan and Cecchetti*, 1993) „трудно се формулира и лесно се критикува". Основният недостатък на дефинициите за съществена инфлация, подкрепени с функциониращи модели, е, че индикаторът, който получаваме в резултат от този подход, е силно зависим от допусканията, направени при конструирането на модела. Грешки могат да бъдат направени както при задаването на модела, така и при изпускането на голям набор от обясняващи променливи, които може да окажат влияние върху резултатите. Нещо повече, подобна концепция за съществената инфлация трудно ще може да се обясни на населението, тъй като постъпването на нови данни ще промени предходните стойности на индикатора, генерирани от модела. В други изследвания се критикува концепцията за определяне на инфлацията като чисто парично явление, дори и в контекста на опростената теория, основана на количественото уравнение за паричното предлагане (*Cottarelli, Griffiths and Moghadam,* 1998; *Wynne,* 1999).

Икономистите, които използват *статистическия подход*, концентрират усилията си пряко върху разрешаване на проблема, как да се измери съществената инфлация, използвайки наличните данни, така че тя да представлява общия компонент в цените на индивидуалните стоки и услуги и по този начин да разкрива общата тенденция в инфлационния процес. Основно преимущество на този метод е, че той ползва пълния наличен набор от данни и при постъпването на нова информация не се налага преоценка на генерирания по този начин индикатор. Освен това, когато индикаторът на съществената инфлация се извлече с помощта на целенасочена, последователна и обективна процедура, той би бил по-подходящ за обществена дискусия на паричната политика, както и за оценяването на модели за инфлационния процес.

Изследванията за статистическите измервания на съществената инфлация могат да бъдат разделени на две категории, които се определят според това, дали се използват *агрегирани* или *неагрегирани* данни. Изследвания, в които се работи с агрегирани данни, прилагат статистически техники като проста средна или по-сложни филтри, при които инфлационният ред се изглажда до откриването на тренд (*Cogley*, 1998). Този подход набляга на информацията, която се съдържа в динамиката на общия индекс.

От своя страна изследванията с *неагрегирани* данни се делят на

две подкатегории. В едната подкатегория статистически изчисления се използва пълната разбивка, като при извличането на съществената инфлация от всички налични данни се използват свойствата на целия времеви ред. Временните изменения се идентифицират или като смущения, или като еднократни ценови шокове на относителните цени. За разлика от метода на разпределението на индивидуалните цени към определен момент при „*Ex Food and Energy*" показателите едни и същи компоненти се елиминират *a priori* всеки период (например хранителни стоки и енергийни продукти или контролираните цени) поради високата им волатилност в историческите времеви редове. Тъй като свойствата се променят с времето, методиката за изчислената по този начин съществена инфлация би следвало да се ревизира периодично, което пък от своя страна поставя въпроса за съпоставимостта на стойностите на тези показатели между отделните периоди на отчитане.

Другата подкатегория фокусира вниманието си върху разпределението на инфлацията по стоки и услуги *(cross-sectional distribution)* към всеки момент от времето. Към тази група спадат претеглена медиана и *показателите с ограничено влияние* (*limited influence indicators*) – индекс на динамичните фактори (*Dynamic Factor Index*) и *средни стойности на ограничените разпределения* (trimmed means) (виж *Bryan and Cecchetti,* 1993; *Bryan, Cecchetti and Wiggins II,* 1997). При този метод на оценяване на съществената инфлация големи или силно волатилни изменения на отделни потребителски групи се съпоставят по определен критерий като например стандартното отклонение на разпределението им. Изменения, надхвърлящи избрания праг, се тълкуват като непредставителни или идиосинкретични отклонения на индивидуалните цени и отпадат от пресмятането на общата тенденция в цените. Тук ще отбележа, че използването на волатилността като критерий за изключване означава, че така могат да отпаднат стоки и услуги в двата края на разпределението на ценовите изменения[5]. Средната стойност на различни ограничени разпределения се изчислява по следната формулата:

$$\Pi_{l,u}^{t} = \sum_{i \in \tau_t} \pi_i^t w_i^t \Big/ \sum_{i \in \tau_t} w_i^t \qquad (5),$$

[5] Отстраняването на дадена стока или услуга може да бъде оправдано от избора на друг критерий, различен от волатилността на цените.

където $\Pi^t_{l,u}$ е средната аритметична стойност на ***l*%** – ***u*%** (асиметрично) ограниченото разпределение на индивидуалните ценови изменения (τ_t). След подредба на индивидуалните ценови изменения във възходящ ред от ляво на дясно (или от долу на горе) условно се получават три нови разпределения τ_t^l, τ_t и τ_t^u в момента **t**, такива че:

$$\forall \quad h \in \tau_t^l, \quad i \in \tau_t, \quad j \in \tau_t^u : \pi_h^t < \pi_i^t < \pi_j^t \quad \text{и}$$

$$\left| l - \sum_{h \in \tau_t^l} w_h^t \right| = \min_{\tau_t^l}$$

$$\left| u - \sum_{j \in \tau_t^u} w_j^t \right| = \min_{\tau_t^u} \qquad (6).$$

В горните обозначения ***l*** и ***u*** представляват ширината на ограничаващите разпределения (обикновено изразени в проценти), π_i^t е **i**-тото индивидуално ценово месечно изменение от новото ограничено разпределение τ_t, w_i^t е съответното му тегло, а τ_t^l и τ_t^u представляват сериите (опашки) съответно от от ляво и от дясно, които отпадат при процедурата на ограничаване на разпределението[6]. Частни случаи на средната стойност на симетрично ограничените разпределения са средната аритметична стойност, която се получава при ***l* = *u* = 0%** и медианата, когато ***l* = *u* = 50%.**

Тъй като може да съществува някаква полезна информация за тренда на инфлацията, която да се съдържа в цените на хранителните и енергийните продукти всеки месец или в опашките на разпределението на индивидуалните цени и която е желателно да бъде взета предвид, стоките и услугите с голяма дисперсия не се изключват напълно, а само им се придават по-малки тегла и така се получава т. нар. *двойно претеглена средна* (*Hogan, Johnson and Lafleche*, 2001) или *„индекс на Еджуърт"* (*Wynne*, 1999). При неговото изчисля-

[6] Когато разпределението на индивидуалните цени се подреди във възходящ ред от ляво на дясно, най-ниските ценови изменения, които отпадат от ограниченото разпределение се намират вляво и се представляват от серията π_h^t, а най-високите (вдясно) – π_j^t.

ване на отделните компоненти от кошницата се приписват нови индивидуални тегла $\mathbf{dw_{i,t}}$:

$$dw_{i,t} = \frac{w_{i,t} \times \frac{1}{\sigma_i}}{\sum_{i=1}^{N} w_{i,t} \times \frac{1}{\sigma_i}} \qquad (7),$$

където $\boldsymbol{\sigma_i}$ е стандартното отклонение на измененията на индивидуалните цени, а $\mathbf{w_{i,t}}$ е съответното тегло на **i**-я ценови компонент. Така при прилагането на двойно претеглени индивидуални тегла индексът на Еджърт ($\boldsymbol{\pi_i^E}$) се пресмята по следния начин:

$$\pi_t^E = \sum_{i=1}^{N} \pi_{i,t} \times dw_{i,t} \qquad (8),$$

където $\boldsymbol{\pi_{i,t}}$ е ценовото изменение на **i**-я компонент в момент **t**.

2. Критерии за избор на индикатор за съществената инфлация и резултати

В процеса на развитие на концепцията за съществеността на инфлация съществуват множество показатели, сред които трябва да изберем най-подходящия. Уайн посочва няколко критерия за избор на индикатор за съществената инфлация (*Wynne*, 1999): 1) той трябва да може да се изчислява в реално време, 2) той трябва да „гледа напред във времето", в смисъл че трябва да притежава прогнозираща сила за бъдещите стойности на общата инфлация, 3) трябва да има някаква история, т. е. да има времеви ред, 4) избраният измерител трябва добре да се разбира от обществеността, в случай че паричните власти искат да го използват като интегрална част от своите регулярни комуникации с обществото с цел изясняване на взетите решения за действия в паричната политика, 5) важно е свойствата на индикатора да не се изменят назад във времето при добавянето на ново наблюдение [7], и 6) желателно е избраният индикатор да притежава някаква теоретична обосновка, най-добре в об-

[7] В контекста на измерването на съществената инфлация с иконометрични техники трябва да се обърне особено внимание на чувствителността на тези показатели към добавянето на нова информация.

ластта на паричната теория. Тъй като това са качествени характеристики на всеки измерител, трудно е да се направи обобщаващ извод кой индикатор е най-добър. Според съществуващата критика (*Marques, Neves and Sarmento*, 2000), на база на повечето критерии има опасност да се изключват някои показатели *a priori* без пряко да се оценят техните индивидуални качества.

В тази разработка ние поставяме един основен критерий за оценка на показателите на съществената инфлация, следвайки повечето подобни тестове, а именно – ще изследваме свойството им най-точно да апроксимират тренда посредством изчисляването на грешка *RMSE* (*Root Mean Square Error* – корен от средна квадратична грешка). Тази грешка може да представим чрез следната формула:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\pi_t^c - \hat{\pi}_t)^2} \qquad (9),$$

където $\boldsymbol{\pi_t^c}$ е индикатор на съществената инфлация в момента **t**, а $\hat{\pi}_t$ е трендът. Логиката при изчисляването на тази грешка е да се оцени колко близко съответния кандидат-индикатор следва тренда, като вторият се предполага, че представлява основният или съществен, централен компонент на инфлацията.

На второ място ще изследваме прогнозните качества на всеки кандидат-индикатор като проверим как той предсказва стойностите на общата инфлация в бъдеще. За целта ще сравним стойностите на прогнозната грешка (*RMSFE – Root Mean Square Forecast Error*) на отделните показатели:

$$RMSFE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\pi_t^c - \pi_{t+12})^2}, \qquad (10),$$

където $\boldsymbol{\pi_t^c}$ отново е индикатор на съществената инфлация в момента **t**, а $\boldsymbol{\pi_{t+12}}$ е общата инфлация една година напред[8]. Трябва да отбележим, че този втори критерий не е напълно независим от способността да се следва инфлационния тренд. Тъй като нашата мярка за тренда отразява постоянните източници на инфлационен натиск, може да се тълкува, че трендът „предопределя" бъдещата инфлация. По този начин показател, който се движи най-плътно до трен-

[8] Вега и Уайн изследват прогнозните качества на алтернативните показатели за съществената инфлация спрямо инфлацията 18 месеца напред с оглед на възприетия времеви лаг на влияние на паричната политика върху инфлацията – (*Vega and Wynne,* 2001). В нашия случай за по-удачно намираме прогнозирането на инфлацията една година напред, както е направено в изследването за Унгария (*Valkovszky and Vincze*, 2000).

да, би следвало да прогнозира добре и бъдещата инфлация. За целите на анализа на втория критерий ние не използваме официален модел за прогнозиране, тъй като няма голям смисъл от неговото построяване за такъв кратък период от време.

II. Анализ на данните

1. Относителни цени

Концепцията за съществената инфлация изглежда непосредствено свързана с развитието на относителните цени[9]. Тяхното поведение се определя от множество фактори, сред които сезонният характер на някои стоки и услуги и други циклични изменения с малка честота, въвеждането на корекции при непреките данъци и такси, политиката на правителството с оглед контролиране на административните цени, шокове на предлагането и евентуалното наличие на трендове в развитието на определени категории цени, породени от различния темп на производителност.

Още в началото се очакваше, че процесът на преход от централнопланова към пазарна икономика ще е свързан с големи изменения в относителните цени. Това беше очевидно, тъй като по време на „социалистическия режим" ценовата система не изпълняваше функциите да уравновесява търсенето и предлагането, а поради социални или други причини едни цени се поддържаха ниски, а други изкуствено високи[10]. Първите големи промени в относителните цени настъпиха още в началото на прехода (1991 г.), когато в България беше осъществен първият етап на ценова и търговска либерализация. Наблюденията показват, че процесът на адаптиране на относителните цени е дългосрочен и все още не е приключил в повечето страни в преход (*Koen and De-Masi*, 1997).

За да илюстрираме процеса на изменение на относителните цени в страната, ще разделим индекса на потребителските цени на подиндекси, които са логически обособени подобно на разбивката, нап-

[9] Под относителни цени се разбира развитието на цените на отделни стоки и услуги или потребителски групи във времето, въпреки че в литературата същият термин се използва и за описване на цените на едни стоки и услуги спрямо други.

[10] Последните представляват някои вносни стоки, чиято цена се утежняваше от високите търговски бариери.

равена от Валковски и Винче (*Valkovsky and Vincze*, 2000)[11]. В случая ще разгледаме следните шест подиндекса:

1. Административни или контролирани цени. Те не се изменят непрестанно, а в резултат от решения на правителството. Тук се включват цените на тютюневите продукти, водоснабдяването, електро-, топлоенергията, лекарствата, пощенските и телефонните услуги, които остават под регулация в разглеждания период от 1999 г. до 2004 г. На графика 1 добре се вижда, че административните цени имат ясно изразен положителен тренд и в сравнение с началото на 1999 г. са нараснали значително. Типичната за този вид цени стъпалообразна линия лесно се забелязва поради факта, че те се променят на определени етапи и винаги в положителна посока, като през последните години тези планирани изменения са предварително анонсирани сред широката общественост и политиката на правителството в това отношение може да се определи като последователна.

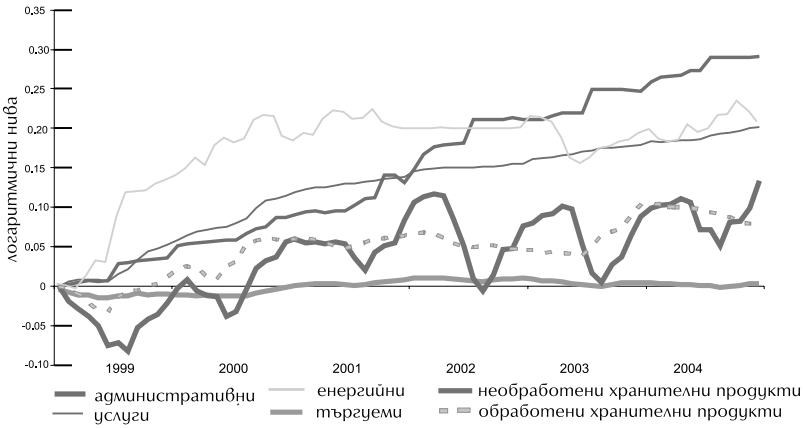
2. Енергийни цени. Под енергийни цени разглеждаме всички горива за битови и транспортни цели, които са в най-близка връзка с развитието на международните енергийни цени, т. е. те са пряко изложени на външни шокове на предлагането. Графиката, която описват измененията на цените на енергийните продукти, е динамична, като от средата на 1999 г. тя бележи трайно нарастване. Поведението на цените на тези продукти е скокообразно, което отразява силната волатилност на цената на петрола на външните пазари и динамиката на обменния курс евро/щатски долар, макар и понякога с времеви лаг от няколко месеца[12]. Върху цената на енергийните продукти на вътрешния пазар влияят и други фактори, като политиката на разпределение на ресурсите и ценовата политика при монополна структура в този сектор. Освен това има и елемент на административна регулация при ценообразуването, тъй като това са акцизни стоки.

[11] Поради големите ценови шокове преди 1996 г. и хиперинфлацията в началото на 1997 г., ще разглеждаме данни за относителните ценовите изменения от началото на 1999 г.

[12] Цената на петрола на международните пазари нараства през цялата 1999 г. до края на 2000 г., когато достига нивото от около 30 щ. д. за барел, характерно за времето на петролните шокове през 1979 г. и 1991 г. Лекият скок в края на 2001 г. се дължи на чисто циклични фактори като запасите от черно злато на най-големите негови консуматори, докато поскъпването на петрола в началото на 2003 г. е предизвикано от военния конфликт в Ирак.

Графика 1

ОТНОСИТЕЛНИ ЦЕНИ В БЪЛГАРИЯ (1999–2004 г.)



Източник: НСИ, собствени изчисления.

3. Необработени хранителни продукти. Това са най-волатилните относителни цени, тъй като те проявяват силно изразен сезонен характер. Сред тях се срещат най-вече селскостопански продукти като плодове и зеленчуци. Напълно разбираемо е, че поради голямата несигурност на метеорологичните условия цените на това производство са силно променливи. При отделните им елементи в рамките на една година се забелязва следната сезонност: цените на новите за сезона плодове и зеленчуци нарастват, лятото силно се понижават, а в края на годината отново се покачват спрямо средногодишната им цена. У нас консумацията на плодове и зеленчуци е голяма, поради което те заемат немалък дял в потребителската кошница (около 7%) и допринасят за силната колебливост на общата инфлация.

4. Обработени храни. Голяма част от тези хранителни продукти са търгуеми стоки, които до известна степен изпитват влиянието и на международната конюнктура. За други обаче съществуват търговски бариери, или по-скоро хигиенноконтролни изисквания, което практически ги прави полутъргуеми (мляко, сирене, месо) или в

краен случай нетърговски. Поради тези причини значение за ценообразуването им играят и чисто вътрешни фактори, като покачването на цената на хляба и зърнените храни от средата на 2003 г. е следствие от слабата реколта на зърнени култури в страната.

5. Услуги. В тази група фигурират всички останали услуги (без административните), или както още можем да ги наречем, пазарно регламентирани услуги. Напълно според очакванията ни относителните цени на услугите нарастват съществено за разглеждания периода, макар и по-слабо от административно регулираните цени. Поведението им е напълно обяснимо, тъй като те се определят почти изцяло от търсенето и предлагането на вътрешния пазар, което говори за намален конкурентен натиск при формирането на цените им. От пръв поглед можем да кажем, че графиката на измененията на тези услуги е монотонно растяща, което говори за липсата както на външни, така и на вътрешни ценови шокове.

6. Търговски стоки. Тук включваме всички останали търговски стоки, които неизбежно се влияят от цените на международните пазари. За чисто търговските стоки би следвало да е в сила „законът за единната цена" (*Law of One Price*), но поради редица микроикономически фактори и специалната правителствена политика за определени производства често се наблюдават и отклонения от тази цена. Съществуват различия във всяка страна по отношение на транспортните разходи, наличие на помещения за складиране, процент на печалба и др., които се определят от сегментирането на пазара и конкуренцията. В общи линии поведението на ценовите изменения на търговските стоки във времето е слабо динамично, което показва, че цените на тези стоки не са се изменили съществено за разглеждания период.

Ако съпоставим *услугите* (*нетърговски*) и *търговските* стоки[13] ще забележим голямо различие в относителните им цени, което напоследък в икономическата литература се обяснява с *ефекта на Баласа – Самуелсън*. По силата на този ефект подобно развитие в относителните цени на тези групи стоки се обяснява с различие в производителността в двата сектора, което е съпроводено с изравняване на заплатите и води до реално надценяване на местната валута. Сред множеството изследвания на този ефект се появиха и противоречия относно неговото съществуване и дефиниране (*Harpeln and Wyplosz*, 2001; *Egert, et al.*, 2002). Направените за България анализи

[13] Към настоящия момент не съществува единна класификация на тези категории.

(*Чукалев*, 2002, *Неновски и Димитрова*, 2003) също се натъкват на редица противоречия, главното от които е по-високата (както в нива, така и в темпове) производителност на труда в нетъргуемия сектор (нарушена е една от предпоставките за наличието на този ефект). Оттук и поради липсата на единна методология резултатите за страната трудно потвърждават теорията, че разликата в относителните цени на двете групи стоки, както и отчетеното реално надценяване на лева се дължат единствено или предимно на *ефекта на Баласа – Самуелсън*.

Повечето икономисти споделят твърдението, че основните „разходи по инфлацията" се дължат на силните колебания на цените (*Diffill, Mizon and Ulph*, 1990). Концепцията за изменчивостта понякога се тълкува като условна дисперсия на общата инфлация, а друг път като отношение между индивидуалните относителни цени, като съществува принципно съгласие, че връзката между изменението на относителните цени и общото ценово равнище трябва да е положителна[14]. Бол и Манкив (*Ball and Mankiw*, 1995) изграждат модел, който изследва въпроса с относителните цени в страните в преход, където, ако приемем негъвкъвостта на цените в посока надолу за даденост, то промените в относителните цени задължително означават покачване на агрегираното равнище. Редица изследвания за страните в преход също потвърждават, че силно променливите относителни цени стимулират икономическите агенти да поставят високи цени в условията на умерено, но постоянно нарастваща инфлация (*Coorey, Mecagni and Offerdal,* 1998; *Pujol and Griffiths*, 1998). При тази хипотезата също не липсват недостатъци, единият от които разкрива липсата на ясно разграничаване на изменението на относителните цени, причинено от високата несигурност при тяхното формиране, от изменението, предизвикано от трайни промени в относителните цени.

[14] Вининг и Елвертовски (*Vining and Elwertowski*, 1976) предполагат причинно-следствена връзка от изменението на относителните цени към промяна в общата инфлация, докато друго изследване потвърждава единствено наличието на положителна корелация между двете (*Cuckierman*, 1979).

2. Статистически анализ на данните

Поради силната динамика на инфлацията преди 1997 г. обект на изследване представляват данните след въвеждането на паричния съвет в страната, и по-точно от началото на 1999 г. до края на 2004 г. Допълнително ограничение налага наличието на съпоставими статистически редове с висока степен на детайлизация, като методологията за отчитане на потребителските цени е хармонизирана с европейските стандарти през 1996–1999 г. По този начин разполагаме с немалък брой наблюдения (72 месечни наблюдения), за да се опитаме да открием основните характеристики на инфлационния процес в страната и да намерим същественото ниво на инфлация.

Дефинираме инфлацията като относително (процентно) ценово изменение в момент **t** на индивидуалната стока или услуги **i** на база с времеви хоризонт **h** по следния начин:

$$\pi_{i,t}^{h} = 100 \times \left[p_{i,t} \big/ p_{i,t-h} \right] - 100 \qquad (11),$$

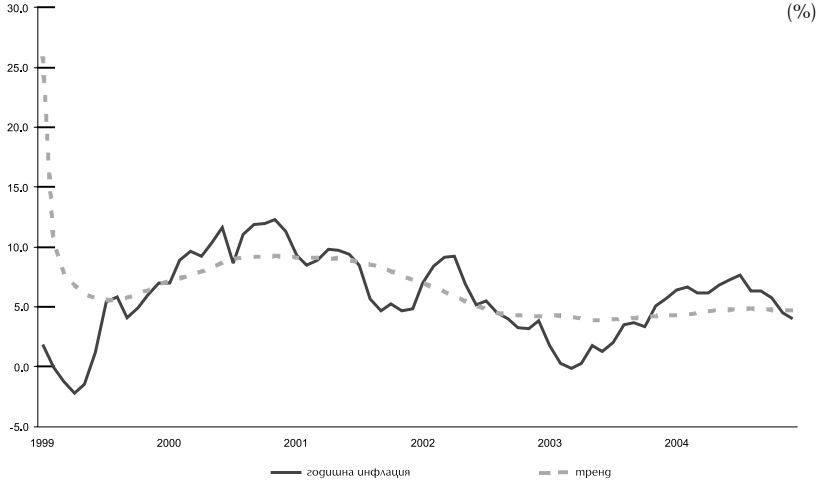
където $\mathbf{p_{i,t}}$ е цената на компонентата **i** в момента **t**. По този начин при **h=1** получаваме инфлацията на месечна база, а при **h=12** – на годишна. Както в повечето изследвания за съществената инфлация, ние ще използваме годишни ценови изменения с месечна честота, което отчасти елиминира краткосрочните и обратими смущения.

Тъй като ще оценяваме различни показатели за съществената инфлация по отношение на тяхната способност да проследяват инфлационния тренд, е необходимо да дефинираме и тренда. Инфлационният тренд за еврозоната е дефиниран като „центриран годишен прираст на 24-месечна центрирана плъзгаща се средна" (*Vega and Wynne*, 2001), което почти се покрива с 36-месечната плъзгаща се средна, избран за инфлационен тренд САЩ (*Bryan, Cecchetti and Wiggins II*, 1997). В едно изследване за Унгария за тренд използват 24-месечна центрирана плъзгаща се средна на месечната инфлация (*Valkovszky and Vincze*, 2000). Сред различните възможности за определяне на инфлационния тренд, ние се спираме на приложения за Унгария и евро зоната метод, като избираме 24-месечна центрирана плъзгаща се средна на годишната инфлация, първо, поради по-голямо сходство на икономиките и, второ, поради загубата на голям брой наблюдения при използването на 36-месечна центрирана плъзгаща се средна. Така избраният тренд не обхваща началото на 1997 г. и вли-

янието на хиперинфлационните изменения е сведено до минимум от центрирането на плъзгащата се средна. За да увеличим броя на наблюденията, някой може да предложи да формулираме 12-месечна плъзгаща се средна, която обаче, макар и да изглажда сезонността и цикличността на данните, не е достатъчна за дефиниране на дългосрочен тренд[15] .

Графика 2

ГОДИШНА ИНФЛАЦИЯ И ТРЕНД (1999–2004 г.)



Източник: НСИ, собствени изчисления.

Един от аргументите за използването на показатели с ограничено влияние за намиране на съществената инфлация се основава на анализ на инфлацията на индивидуалните цени и разпределението на ценовите изменения на индивидуалните стоки и услуги в потребителската кошница. По принцип при нормално разпределение средната аритметична е най-добрата линейна неизместена оценка (с най-малка дисперсия) за средна стойност на популацията. Както наблюденията обаче посочват, в случая на симетрично разпределение с голям ексцес средната аритметична стойност не е ефективен инди-

[15] Така дефиниран и калкулиран, този инфлационен индикатор (средногодишна инфлация) се използва за критерий за ценова стабилност в докладите за конвергенция на страните – членки на ЕС.

катор на общия централен компонент на индивидуалните цени, а по-скоро медианата или средната стойност на симетричните показателите с ограничено разпределение (*Roger*, 2000), тъй като те по-слабо се влияят от екстремни изменения на цените. Затова ние ще разгледаме и асиметрията **S** и ексцеса **K** на разпределението на индивидуалните цени, които представляват трети и четвърти централен момент, като при нормално разпределение **S=0**, а **K=3**. За целта ще дефинираме централен момент от ред **q** на разпределението на измененията на индивидуалните потребителски цени на база **h** в момент **t** по следната формула:

$$m_{q,t}^{h} = \sum_{i} w_{i,t}(\pi_{i,t}^{h} - \overline{\pi}_{i,t}^{h})^{q} \qquad (12),$$

където $\overline{\pi}_{i,t}^{h}$ е средната аритметична стойност на $\pi_{i,t}^{h}$.

Предварителният анализ на данните включва средната стойност, медианата (както и претеглената медиана), стандартното отклонение, асиметрията и ексцеса на разпределението на индивидуалните цени (*cross-section distribution*) на инфлацията към всеки месец на месечна, тримесечна и годишна база (виж таблица 1). Нивото на агрегиране на данните е до трети знак по класификацията на разходите за индивидуално потребление (*COICOP*), които обхващат раздел, група и клас. По този начин разполагаме с 92 индивидуални стоки и услуги, включени в потребителската кошница.

Таблица 1

ОСНОВНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕТО НА ИНДИВИДУАЛНИТЕ ЦЕНИ ЗА ПЕРИОДА 1999–2004 г.

Времева база	Средна стойност	Медиана	Претеглена медиана	Стандартно отклонение	Асиметрия	Ексцес
H=1	0.4	0.1	0.1	2.9	1.7	22.6
H=3	1.4	0.5	0.6	6.1	1.7	16.9
H=12	6.6	3.1	3.7	13.8	2.6	11.7

Основните статистически характеристики на данните показват, че с нарастване на времевата база нарастват измерителите на централната стойност на инфлацията – средната стойност, медианата и претеглената медиана. Големи са и различията при хоризонтален разрез на същите показатели. Този факт може да се обясни с наличието на силна динамика на относителните цени в страна-

та, чиито различия се оказва, че не са временни, а се задълбочават с удължаване на времевия хоризонт. От друга страна това се дължи на силно асиметричното разпределение на измененията на индивидуалните цени, което е далеч от симетрията на нормалното разпределение (**S=1.7** при месечно изменение, **S=1.7** при тримесечно, и **S=2.6** при годишен растеж на цените).

Налице е също така теоретичната положителна корелация (0.7) между симетричността на разпределението и средната стойност за общата инфлация, свързана с твърдението, че основните „разходи по инфлация" се дължат на силните колебания на цените. При наличието на асиметрия Рожър (*Roger*, 1997) твърди, че макар медианата по принцип е по-добра оценка на централния компонент на разпределението на цените, тя може да се окаже изместена. В случай на системно положителна асиметрия при разпределението на индивидуалните цени, той заключава, че „медианата, изчислена при малко по-висок процент от стандартните 50% при разпределението надеждно коригира асиметрията, като същевременно запазва неговата ефективност и точност"[16].

Разпределението на индивидуалните цени се характеризира със значителен ексцес. Въпреки високите му стойности, то се оказва често срещано явление, което се потвърждава от наблюденията за еврозоната (**K=24.9** на месена база, а на годишна – **K=13.3**), като стойностите са още по-високи за отделните страни – членки на Европейския икономически и паричен съюз (*Vega and Wynne, 2001*). Поради високият ексцес на разпределението на индивидуалните цени се предлага използването на показатели с ограничени разпределения като по-ефективни измерители на съществената инфлация (*Cecchetti and Wiggins II*, 1997).

В анализа на индивидуалните цени разглеждаме и поведението на отделните компоненти (общо 92) на потребителската кошница за разглеждания период (виж приложения, таблица 3). Обратно на теоретичните предпоставки с нарастване на времевия период за измерване на инфлацията стандартното отклонение на измененията на повечето индивидуални цени нараства, което говори за наличието не само на временни, но и на постоянни ценови изменения. По категории са отбелязани онези стоки и услуги, които най-често се изключват при изчисляване на същественото ниво на инфлация пос-

[16] Роджър изчислява алтернативно медианата при 57% като най-ефективен и точен измерител на съществената инфлация за Нова Зеландия (*Roger*, 1997).

редством консервативния метод „*Ex Food and Energy*"[17], тъй като те проявяват най-голяма ценова волатилност. Интересно е да забележим, че едните рядко съвпадат с другите, като дори и при 12-месечен хоризонт потребителските категории, които се изключват от „*Ex Food and Energy*", не се характеризират с най-висока изменчивост. Така например сред изключените от стандартния показател като най-чувствителни на колебания потребителски групи само газообразните и течните горива имат големи отклонения от средната си цена във всички хоризонти. Цените на плодовете и зеленчуците също са силно изменчиви, но само при месечен и тримесечен прираст, докато горивата и смазочните материали за ЛТС изпаднаха от групата на стоките с най-променливи цени, измерени в годишен период след добавяне на данните за 2004 г. Тяхното място заеха тютюневите изделия, които се оказват и силно волатилни на 3-месечна времева база. Сред 9-те най-волатилни стоки и услуги за страната за разглеждания период в 12-месечен хоризонт се нареждат цената на действителните наеми за жилища, заплащани от наемателите, такса смет, канализационни и други услуги, свързани с жилището, други болнични и медицински услуги, групата на по-големите дълготрайни стоки за свободното време и отдиха[18], и цената на пътническия железопътен транспорт[19]. Подобни резултати поставят под въпрос свойствата на стандартния показател „*Ex Food and Energy*" да изключва от състава си традиционно волатилните стоки и услуги и оттук да проследява максимално близо инфлационния тренд, както и да предвижда бъдещите инфлационни стойности. Това налага разработването на други показатели по тази методика, както и на прилагането на други статистически техники за откриване на най-точния измерител на същественото ниво на инфлацията.

[17] Прилагаме методологията за изчисляване на представителния показател за същественото ниво на инфлацията в еврозоната.

[18] Цената на другите болнични и медицински услуги и на групата на по-големите дълготрайни стоки за свободното време и отдиха проявяват системно високо стандартно отклонение и в трите времеви хоризонта.

[19] Статистическите характеристики силно се влияят от големината на изследваната популация. При изчисленията по този метод изключването на определени стоки и услуги трябва да става на базата на дълги времеви редове, с каквито не разполагаме.

III. Кандидат-показатели

При построяването на показателите ще следваме изцяло статистическия подход, тъй като поради изброените по-горе предимства и недостатъци и на двата подхода, той се оказва по-обективен и емпирично по-надежден. Изборът ни е продиктуван и от конкретните данни, с които разполагаме, и с техните свойства. В тази разработка ще бъдат построени и изследвани характеристиките на стандартния клас измерители на съществената инфлация от типа „*Ex Food and Energy*", където има голямо разнообразие относно избора, кои стоки и услуги да бъдат изключени (виж приложения, таблица 4). Към тази категория принадлежи и индикаторът за съществената инфлация, който АИАП използва и нарича базисна инфлация, както и по-тясната му дефиниция, която изключва и необработваемите хранителни и енергийни продукти и в случая наричаме нетна инфлация. Ще разгледаме още три показателя, които дефинираме на базата на стандартното отклонение на индивидуалните потребителски стоки и услуги (виж Приложения, таблица 3), като **BG1**, **BG2** и **BG3** изключват стоките и услугите с най-голямо стаднартно отклонение за разглеждания период съответно за месечното, тримесечното и годишното относително изменение на цените. Едно от предимствата на така формулираните „*Ex Food and Energy*" показатели е, че те лесно се коментират от паричните власти и възприемат от населението. И все пак това не е достатъчен аргумент за автоматичното им приемане като мярка на същественото ниво на инфлация.

Другият най-популярен клас показатели на съществената инфлация е този, който представлява средна стойност на различни ограничени разпределения. Този клас показатели е най-многоброен (общо 2601), тъй като ще изследваме както симетричните, така и несиметричните ограничени разпределения в диапазона от 0% до 50% ограничаване на разпределението от всяка страна. В редица изследвания този индикатор превъзхожда традиционните измерители на съществената инфлация[20], като средните стойности на асиметрично ограничените разпределения се оказват по-подходящи, ако разпределението на индивидуалните цени показва силна асиметрия и голям ексцес.

В сравнителния анализ ще включим и индекса на Еджърт, тъй ка-

[20] Например за Великобритания (*Ball and Makniw*, 1995), за Португалия (*Marques, Neves and Sarmento*, 2000), за Колумбия (*Jaramillo*, 1998), за Нова Зеландия (*Roger*, 1997).

то той придава значение на индивидуалните ценови изменения на база на тяхното информационно съдържание, което е свързано с волатилността на всеки индивидуален компонент. При изчисляването на този индекс от голямо значение е информацията, която ще се използва при пресмятане на стандартното отклонение на индивидуалните ценови изменения. Възможностите са две: 1) да се пресметне стандартното отклонение като използва информацията на целия времеви ред, или 2) за определен период от време. В нашия случай поради неголемия времеви ред изчисляваме стандартното отклонение за целия разглеждан период (1999–2004 г.).

IV. Резултати

За да сравним статистическите свойства на отделните показатели, ще направим предварителна селекция сред отделните групи показатели от типа „*Ex Food and Energy*" и показателите с ограничени разпределения съобразно способността им да следват тренда. Сред набора от статистики (виж приложения, таблица 5) на консервативните показатели за съществената инфлация най-добре се представя **Ex2** (**RMSE = 2.76**), който изключва само сезонните хранителни стоки – плодове и зеленчуци, следван от **Ex4** (2.82) и **BG1** (3.14). Интуитивно привлекателните канидидат-показатели за същественото ниво на инфлация, като „базисната" и „нетната" инфлация, имат неочаквано големи грешки при проследяването на тренда съответно 4.84 и 3.92, което означава, че контролираните цени, които те изключват, имат доминиращо и дългосрочно влияние при определяне на общата инфлация, а оттук и на тренда. Ако погледнем към коефициента на изместване (*bias portion*), отново **Ex2** и **Ex4** имат най-ниските стойности съответно 0.00 и 0.04, като непосредствено след тях се нарежда **Ex9**, които изключва само горивата и смазочните материали. Според втория критерий, най-добри прогнозни свойства демонстрират отново **Ex2** (3.84) и **ET4** (4.57), което, както вече споменахме, не ни изненадва, но тук на трето място се подрежда **Ex8** (4.63), който изключва цените на стоките и услугите в образованието, здравеопазването и социалните грижи.

Сред големия клас от кандидат-показатели с ограничени разпределения за съществената инфлация най-добри са характеристиките на „5-0" (**RMSE = 3.2**), което означава, че са изключени или нулирани теглата на стоките и услугите с най-малки ценови изменения, чиято сума на теглата е равна на 5% от общите потребителски разходи. Един общ поглед върху графиката на грешките (виж приложения,

графика 3) ни разкрива, че те не са разпределени симетрично. Най-ниските стойности са разположени между 0%–29% ограничаване на разпределението откъм стоките и услугите, които търпят най-висока инфлация, а отляво ограничението е в целия диапазон. Тези резултати отново потвърждават тезата, че изменението на индивидуалните относителни цени е твърде голямо по мащаб и трайно засяга по-голямата част от стоките и услугите, включени в потребителската кошница. Това е причината за системно положителното асиметрично разпределение на ценовите изменения в страната. Като страна в преход постоянното повишаване на цените на повечето стоки и услуги се дължи и на голямата несигурност и на разходите при тяхното формиране.

След отсяването на най-добрите показатели от всеки клас може да разгледаме основните характеристики на всички представителни показатели на съществената инфлация и да ги сравним със стойностите на референтното ниво (таблица 2). Спрямо първия ни критерий (проследяване на тренда) най-добри резултати показва представителят на консервативния и най-широко разпространения подход **ER2** (**RMSE=2.76**), а непосредствено след него се нарежда средната аритметична стойност (2.77) и **Ex4** (2.82). Това сравнение е в контраст с резултатите от повечето подобни изследвания, където най-малка грешка се получава при показателите с ограничено разпределение поради голямата асиметрия или ексцес на разпределенията. В този случай най-добрият сред тях при следване на тренда „5-0" се нарежда на пето място след **BG1**. При съпоставяне на другите статистически показатели картината е доста пъстра , като **ET4** и средната стойност имат най-близки стойности за медианата и средната стойност до тези на тренда за целия времеви ред, като при всички кандидат-показатели за съществената инфлация се отчита съществено намаляване на асиметрията и ексцеса.

Таблица 2

ОСНОВНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА ПРЕДСТАВИТЕЛНИТЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Показател	RMSE	Средна стойност	Медиана	Стандартно отклонение	Асиметрия	Ексцес	RMSFE
Тренд		6.5	5.8	3.0	3.8	22.9	
ER2	**2.8**	7.1	7.3	2.5	-0.2	-0.4	3.8
Ex4	**2.8**	5.9	6.1	2.9	-0.4	-0.4	4.6
Базисна инфлация	**4.8**	4.0	4.0	4.3	0.3	-0.9	6.2
Нетна инфлация	**3.9**	4.3	3.5	3.4	0.1	-1.0	4.8
BG1	**3.1**	6.2	6.1	2.9	0.2	-0.5	4.7
Индекс на Еджърт	**4.1**	3.8	3.9	2.0	-0.2	-0.6	5.0
Средна стойност	**2.8**	6.6	6.5	4.3	0.8	0.5	4.2
Медиана	**4.2**	3.1	2.8	2.5	0.4	-1.1	4.4
Претеглена медиана	**5.1**	3.7	3.5	3.7	0.4	0.3	5.7
„5–0"	**3.2**	7.0	6.7	3.1	0.1	-0.8	4.8

Като вземем под внимание и втория критерий, резултатите потвърждават очакванията ни, че този показател, който най-близо следва тренда, ще предвижда най-точно годишната инфлация една година напред. **ER2**, който изключва само сезонните хранителни продукти, най-добре прогнозира годишната инфлация (**RMSFE=3.8**), а след нея се нареждат средната стойност (**RMSFE = 4.2**) и медианата (**RMSFE = 4.4**). **ET4** също не изостава и заема следващото четвърто място (**RMSE=4.6**). Като пресмятаме прогнозната грешка за целия клас показатели с ограничено разпределение (виж приложения, графика 4) се оказва, че не „5–0", а „31–15" е индикаторът с най-малката грешка (**RMSFE = 4.65**), като се запазва разположението на най-малките грешки между 0%–31% отдясно и в целия диапазон отляво на разпределението.

V. Заключение

След направеното сравнение трудно можем на този етап категорично да откроим един от представителите за показатели на съществената инфлация. От получените резултати можем да кажем, че **ER2** и **Ex4** са сред едни от най-сериозните претенденти за официален индикатор на съществената инфлация. Макар и да принадлежи към групата на консервативните показатели, те остават интуитивно понятни и удобни за комуникация с обществеността. Въпреки недостатъците им показателите за съществената инфлация, изчислени по този метод, се използват и днес от повечето централни банки[21].

Макар и да не се отличава с добри резултати в проследяването на тренда, нито с прогнозните си свойства, измерването на базисната инфлация има своето място. Нейното наблюдаване ни помага да анализираме развитието на стоки и услуги, чиито цени се формират на пазарни принципи, и да откриваме как се отразяват външните шокове на потреблението в страната. Въпреки че разглеждаме базисната инфлация самостоятелно, тя може да бъде комбинирана с други показатели на съществената инфлация от същия клас, като резултатният например може да изключва както административно регламентираните цени, така и силно променливите цени на необработваемите и сезонни стоки и енергийни продукти или както го нарекохме в изследването – нетна инфлация[22]. При предварително направените тестове, базисната инфлация с нищо не превъзхожда останалите (**RMSE=4.8**, **RMSFE=6.2**), докато нетната инфлация определено има по-добрени статистически свойства (**RMSE= 3.9**, **RMSFE=4.8**).

От показателите с ограничено разпределение още е рано да се определи кой е най-добрият, затова тяхното изчисляване ще продължава с набавянето на нови наблюдения. Тъй като съществената инфлация по дефиниция трябва да отразява само дългосрочните ценови изменения, то измерването ѝ налага използването на по-дълги времеви редове. Навярно липсата на по-голям период на изследване е

[21] Европейската централна банка и Евростат изчисляват и наблюдават група от показатели за съществената инфлация от типа „*Ex Food and Energy*".

[22] Показателят на съществената инфлация в Унгария първоначално не отчита само силно волатилните и сезонни стоки, а от началото на 2002 г. той изключва също и контролираните цени и разходите по обитаване на собствено жилище.

причина за недотам добрите свойства на тези показатели, докато в по-голяма част от литературата по темата, те заемат водещо място (*Bryan, Cecchetti and Wiggins,*1997; *Jaramillo,*1998; *Vega and Wynne,* 2001). Въпреки това един от големите недостатъци на този метод си остава проблемът със зависимостта на резултатите от нивото на дисагрегиране на индивидуалните цени (*data mining problem*). Не е за пренебрегване и фактът, че използването на такъв показател за целите на паричната политика е трудно обясним на обществеността.

В заключение ще припомним, че задачата на това изследване беше да се опита да намери показател за съществената инфлация в България, като използва различни методи и наличните към момента данни. Макар и резултатите да са разнопосочни, наблюдаването и анализирането на съществената инфлация ще продължи в рамките на един набор от показатели, където достойно място заемат **ER2**, **ET4**, базисната и нетната инфлация. Изборът на индикатор за съществената инфлация се сблъсква с редица проблеми, като основният е времевата продължителност и качеството на данните. Не липсват и концептуални въпроси като, какъв трябва да бъде критерият за сравнение. Дефинирането на тренд освен че е ограничено във времето е и чисто субективен подход, който също търпи критика (*Marques, Neves and Sarmento*, 2000)[23]. Някой може да възрази, че показателите на съществената инфлация имат малки тегла в общите потребителски разходи[24]. И не на последно място важен е компромисът между статистическо превъзходство, от една страна, и теоретична издържаност и публична комуникативност – от друга. Дали обаче показателят на съществената инфлация ще отразява промените в паричното предлагане, е трудно да се установи в настоящия момент, имайки предвид настоящия паричен режим в страната и перспективите ни за членство в Европейския икономически и паричен съюз.

[23] Авторите предлагат алтернативен подход за оценка на показателите, който зависи само и изцяло от иконометричните свойства на отделните показатели, без те да се съотнасят към някакво референтно ниво, което в случая наричаме тренд.

[24] Така например относителният дял на стоките и услугите, включени в съществената инфлация, която официално публикува Унгарската централна банка, представляват 65% от потребителската кошница на общата инфлация.

Приложения

Таблица 3

АНАЛИЗ НА ИНДИВИДУАЛНИТЕ ЦЕНИ ЗА ПЕРИОДА 1999–2004 г.

Потребителски стоки и услуги (92 на брой)	Тегло	Средна стойност			Стандартно отклонение		
	2002	h=1	h=3	h=12	h=1	h=3	h=12
Хляб и зърнени храни	0.11	0.5	1.5	6.7	1.7	4.0	8.6
Месо и месни продукти	0.09	0.2	0.6	0.5	2.0	5.1	14.4
Риба и рибни продукти	0.01	0.0	-0.1	-1.5	2.1	5.1	12.9
Мляко, млечни продукти и яйца	0.07	0.2	0.7	1.6	3.6	8.4	10.2
Животински и растителнимасла и мазнини	0.02	0.0	0.0	0.5	3.6	6.8	13.2
Плодове	0.02	0.4	1.5	3.0	7.1	13.0	9.0
Зеленчуци	0.06	1.2	5.1	2.6	12.8	29.0	1229
Захар, сладка, мед, шоколадови и зах. изделия	0.02	0.1	0.3	0.3	3.8	6.8	12.7
Хранителни продукти, некласифицирани другаде	0.01	0.2	0.5	2.0	1.0	2.1	1.9
Кафе, чай и какао	0.01	0.1	0.4	1.4	0.6	1.2	2.4
Минерални води, безалкохолни напитки, плод. и зеленчук. сокове	0.01	0.2	0.6	2.6	0.6	1.0	3.0
Високоалкохолни спиртни напитки	0.00	0.5	1.4	5.4	1.1	2.2	4.5
Вина	0.0	0 0.2	0.5	2.8	0.7	1.3	4.1
Бира	0.01	0.2	0.6	4.2	0.8	1.8	7.5
Тютюневи изделия	0.03	1.4	4.3	17.7	4.8	10.4	18.0
Материали за изработване на облекло	0.00	-0.2	-0.6	-2.4	1.3	1.8	3.5
Дрехи	0.03	-0.1	-0.4	-1.5	0.6	1.3	1.8
Други принадлежности и материали за облеклото и доп. към облеклото	0.00	0.2	0.7	2.6	0.5	1.0	1.8
Почистване, поправка на дрехи, облекло под наем	0.00	0.3	1.3	6.7	0.7	2.2	7.4
Обувки	0.01	-0.1	-0.5	-1.9	1.0	2.2	3.5
Поправка на обувки и обувки под наем	0.00	0.3	1.3	8.8	0.5	2.6	12.8
Действителни наеми за жилища, заплащани от наемателите	0.00	0.6	2.0	12.3	1.0	2.1	18.2

Материали за ремонт и поддържане на жилище	0.01	0.2	0.5	2.1	0.5	1.2	3.5
Услуги за текущ ремонт и поддържане на жилище	0.00	0.7	2.2	11.2	1.4	2.7	12.1
Водоснабдяване	0.02	1.3	3.9	19.0	2.6	5.2	15.6
Събиране и изхвърляне на битови отпадъци	0.00	1.4	4.4	41.1	4.1	9.2	67.8
Канализационни и други услуги и такси, свързани с жилището	0.00	0.6	2.0	30.7	1.0	2.0	69.3
Електроенергия	0.08	1.3	3.9	14.9	3.9	5.9	7.0
Газообразни горива	0.00	1.2	3.9	12.1	6.3	12.9	20.8
Течни горива	0.00	1.1	3.7	12.9	5.9	11.5	21.6
Твърди горива	0.02	1.8	2.6	13.3	2.6	5.1	12.1
Топлоенергия	0.02	0.7	2.1	12.7	2.7	4.1	13.9
Мебели и предмети за обзавеждане	0.00	0.0	0.0	0.4	0.5	0.9	1.5
Килими и други подови настилки	0.00	0.0	-0.1	-0.7	0.7	1.3	1.7
Поправка на мебели, предмети за обзавеждане и подови настилки	0.00	0.2	0.5	2.1	0.7	1.4	1.4
Домакински текстил	0.00	0.0	-0.1	-0.5	0.4	1.0	2.3
Големи домакински уреди – електрически и неелектрически	0.01	-0.1	-0.4	-2.0	0.4	0.9	2.7
Малки електрически домакински уреди	0.00	-0.1	-0.5	-1.9	0.7	1.2	2.1
Ремонт на домакински уреди	0.00	0.1	0.3	2.1	0.5	1.4	4.6
Стъклария, домакински съдове, прибори за хранене и други домакински принадлежности	0.00	-0.1	-0.2	-0.3	0.4	0.7	2.0
Инструменти, машини и оборудване за дома и градината	0.00	0.0	0.1	0.0	0.5	0.9	1.9
Домакински стоки за краткотрайна употреба	0.02	0.0	0.1	0.2	0.4	1.0	2.4
Услуги за домакинството	0.00	0.5	1.9	10.5	1.6	4.4	15.6
Лекарства и други фармацевтични продукти	0.04	1.2	3.7	16.0	2.6	6.0	16.7
Други медицински продукти	0.00	0.2	0.6	1.9	1.6	3.6	8.0
Терапевтични уреди и апарати	0.00	0.4	1.3	6.4	0.8	1.6	5.2
Лекарски услуги	0.00	1.0	3.1	16.3	1.5	3.5	14.9
Стоматологични услуги	0.00	0.7	2.3	11.9	1.6	3.7	12.3
Други доболнични медицински услуги	0.00	1.9	6.1	28.8	8.2	16.7	36.4
Болнични услуги	0.00	1.0	3.1	13.2	2.0	4.0	7.6

Автомобили	0.00	0.0	0.1	0.5	1.6	2.9	5.6
Мотоциклети, велосипеди и други	0.00	-0.5	-1.5	-5.8	1.6	2.4	3.9
Резервни части, материали и принадлежности за ЛТС	0.00	0.0	-0.2	-1.2	0.5	1.1	3.2
Горива и смазочни материали за ЛТС	0.03	0.7	2.4	8.5	4.4	8.4	17.0
Поддръжка и ремонт на ЛТС	0.00	0.2	0.5	4.5	0.7	1.6	7.2
Други услуги. свързани с ЛТС	0.00	1.4	4.4	20.9	4.2	8.6	17.5
Пътнически железопътен транспорт	0.00	0.7	2.3	13.4	2.8	5.0	16.6
Пътнически автомобилен транспорт и друг сухопътен транспорт	0.01	0.8	2.4	10.4	1.8	3.4	8.5
Друг транспорт и услуги	0.00	0.5	1.5	6.1	4.2	6.6	13.2
Вътрешноселищен обществен транспорт	0.01	0.9	2.8	11.1	1.7	3.4	8.3
Пощенски услуги	0.00	1.0	3.1	17.0	3.4	6.2	15.0
Телефони, телефакси и под. апарати и услуги	0.04	0.5	1.6	5.9	2.7	3.8	7.3
Апарати за приемане, записване и възпроизвеждане на звук и образ	0.00	-0.4	-1.3	-5.7	1.1	2.0	5.9
Фотографска и кинематографска техника, оптични уреди и оборудване	0.00	0.0	-0.2	-0.1	1.3	1.8	2.8
Персонални компютри и спомагателно оборудване за обработка на информацията	0.00	-0.4	-1.1	-4.4	1.0	1.8	4.9
Носители на записи за аудио-визуална, фотографска техника и машини за обработка на информацията	0.00	-0.1	-0.4	-1.8	0.8	1.1	1,8
Ремонт на аудио-визуална, фотографска техника и машини за обработка на информацията	0.00	0.4	1.1	6.5	1.0	2.4	10,1
По-големи дълготрайни стоки за свободното време и отдиха	0.00	0.7	2.7	12.6	7.0	9.4	17.8
Пособия за игра, играчки и принадлежности за колекционери	0.00	-0.1	-0.1	-0.1	1.1	1.4	2,7
Оборудване за спорт, къмпинг и почивка на открито	0.00	-0.4	-1.1	-4.5	1.2	2.1	3.0

Градинарство и цветарство	0.00	0.3	1.8	1.2	8.2	19.0	6.5
Домашни любимци и стоки за тях	0.00	0.1	0.5	2.3	2.4	5.4	5.3
Ветеринарни и други услуг и за домашните любимци	0.00	0.3	1.3	5.4	2.6	5.7	5.9
Услуги за свободното време и спорта	0.00	0.5	1.2	7.7	3.7	5.7	11.3
Услуги, свързани с културния отдих	0.01	0.5	1.5	8.3	0.8	1.6	8.0
Книги	0.00	0.3	0.8	6.6	2.9	4.4	10.3
Вестници и периодични издания	0.01	1.0	3.4	16.3	2.3	4.9	14.9
Разнообразни печатни материали	0.00	0.4	1.2	5.8	1.5	1.8	5.9
Комплексни услуги за почивка и туристически пътувания	0.00	0.7	2.1	8.7	5.1	8.7	10.7
Услуги, свързани с образованието	0.00	1.0	3.1	14.5	3.0	6.8	12.4
Ресторанти, кафенета и други	0.03	0.4	1.3	6.3	0.6	1.2	2.7
Столове за хранене	0.01	0.6	1.9	7.8	1.9	4.0	9.4
Услуги по настаняване	0.00	0.5	1.8	10.1	1.5	3.7	13.2
Бръснаро-фризьорски салони и други заведения за поддържане на добър външен вид	0.00	0.4	1.4	9.4	0.9	2.0	13.7
Електрически уреди и принадлежности за лична хигиена и козметика	0.00	0.1	0.2	0.5	1.1	2.3	3.2
Други принадлежности и стоки за лична хигиена и козметика	0.02	0.2	0.5	2.0	0.5	1.0	2.7
Бижута и часовници	0.00	0.2	0.4	1.8	0.5	1.1	2.6
Други лични принадлежности	0.00	-0.1	-0.3	-1.1	0.9	1.7	2.9
Социални услуги	0.00	0.6	1.7	7.2	2.2	4.0	6.9
Пътнотранспортна застраховка	0.00	1.5	4.6	16.0	5.5	9.1	13.1
Други застраховки	0.00	0.4	1.1	5.0	1.7	3.7	7.7
Други услуги, некласифицирани другаде	0.01	1.4	4.5	20.8	5.6	13.2	31.5

Таблица 4

ДЕФИНИРАНЕ НА РАЗЛИЧНИТЕ ПОКАЗАТЕЛИ ОТ ТИПА „*EX FOOD AND ENERGY*", СЪГЛАСНО ПРАКТИКАТА В ЕВРОЗОНАТА

Код	Показател
Ex1	Изключване на енергийните продукти
Ex2	Изключване на сезонните хранителни продукти
Ex 3	Изключване на енергийните продукти и сезонните хранителни продукти
Ex 4	Изключване на енергийните продукти, необработваните хранителни продукти
Ex 5	Изключване на алкохолните напитки и тютюневите изделия
Ex 6	Изключване на енергийните продукти, необработваните хранителни стоки, алкохола и тютюна
Ex 7	Изключване на жилищата, водата, електричеството, газта и други горива за бита
Ex 8	Изключване на образованието, здравеопазването и социалните грижи
Ex 9	Изключване на течните горива и смазочните материали
Базисна	Изключване на контролираните цени
Нетна	Изключване на контролираните цени, необработваните хранителни продукти и енергийните продукти

Забележка: Сезонните хранителни стоки включват плодовете и зеленчуците, а необработваните хранителни стоки включват освен плодовете и зеленчуците и месото, месните продукти, рибата и рибните продукти..

Таблица 5

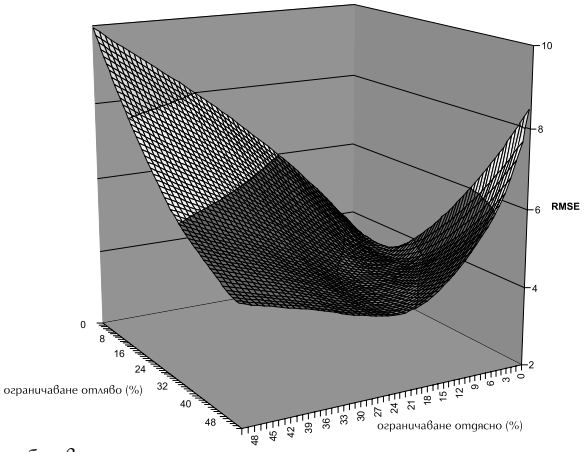
СТОЙНОСТИ ЗА ГРЕШКИТЕ НА ПОКАЗАТЕЛИТЕ ОТ ТИПА „*EX FOOD AND ENERGY*" ПРИ СЛЕДВАНЕ НА ТРЕНДА

	Ex1	Ex2	Ex3	Ex4	Ex5	Ex6	Ex7	Ex8	Ex9	Базисна	Нетна	BG1	BG2	BG3
RMSE	4.01	2.76	3.75	2.82	3.48	4.22	4.41	3.46	3.15	4.84	3.89	3.14	3.25	3.98
Bias portion	0.26	0.00	0.22	0.04	0.15	0.36	0.32	0.09	0.04	0.48	0.27	0.05	0.08	0.15
RMSFE	5.94	3.84	5.66	4.57	5.07	6.06	6.17	4.63	4.88	6.17	4.79	4.67	4.81	5.42

Забележка: **BG1**, **BG2** и **BG3** изключват стоките и услугите с най-голямо стандартно отклонение за разглеждания период (1999–2004) съответно при месечно, тримесечно и годишно относително изменение на индивидуалните потребителски стоки и услуги, показани в таблица 1 на приложението.

Графика 3

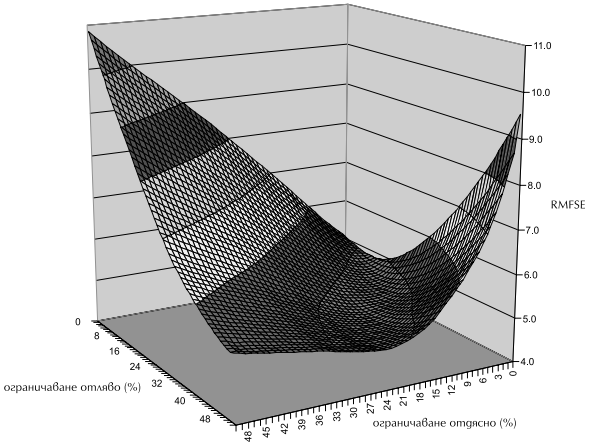
ГРЕШКА (RMSE) НА ПОКАЗАТЕЛИТЕ С ОГРАНИЧЕНИ РАЗПРЕДЕЛЕНИЯ ПРИ ПРОСЛЕДЯВАНЕ НА ТРЕНДА



Източник: собствени изчисления.

Графика 4

ПРОГНОЗНА ГРЕШКА (RMSFE) НА ПОКАЗАТЕЛИТЕ С ОГРАНИЧЕНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ ПРИ ПРОГНОЗИРАНЕ НА ГОДИШНАТА ИНФЛАЦИЯ ЕДНА ГОДИНА НАПРЕД



Източник: собствени изчисления.

Литература

Неновски, Н. и К. Димитрова (2003) Дуална инфлация в условията на паричен съвет: Предизвикателства пред присъединяването на България към ЕС, БНБ, Дискусионен материал №. 29.

Чукалев, Г. (2002) Ефектът Balassa – Samuelson в България, БНБ, Дискусионен материал No. 24.

Bryan, M. and S. Cecchetti (1993) Measuring Core Inflation, NBER Working Paper Series, No. 4303.

Ball, L. and N. Mankiw (1995) Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, Issue 1, p. 161–193.

Bryan, M., S. Cecchetti and R. Wiggins II (1997) Efficient Inflation Estimation, NBER Working Paper Series, No. 6183.

Cogley, T. (1998) A Simple Adaptive Measure of Core Inflation, Journal of Money Credit and Banking, Vol. 34, No.1, p. 94 – 113.

Coorey, S., M. Mecagni and E. Offerdal (1998) Disinflation in Transition Economies: the Role of Relative Price Adjustments, in: Moderate Inflation: the Experience of Transition Countries, Cottarelli, C. and G. Szapary (eds.), Washington D. C., IMF-NBH.

Cottarelli, C., M. Griffiths and R. Moghadam (1998) The Nonmonetary Determinants of Inflation: A Panel Data Study, IMF Working Paper No. 23.

Cukierman, A. (1979) The Relationship between Relative Prices and General Price Level: A Suggested Interpretation, The American Economic Review, Vol. 69, Issue 3, p. 444 – 447.

Driffil, J., G. Mizon and A. Ulph (1990) The Costs of Inflation, in: Handbook of Monetary Economics, Vol. II, B. Friedman and F. Hahn (eds.), Elsevier Science Publishers B.V.

Egert, B. I. Drine, K. Lommatzsch and C. Rault (2002) The Balassa – Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?, William Davidson Working Paper No. 483.

Halpern, L. and C. Wyplosz (2001) Economic Transformation and Real Exchange Rate in the 2000s: The Balassa – Samuelson Connection, UNECE Publications.

Hogan, S., M. Johnson and T. Lafleche (2001), Core Inflation, Bank of Canada Technical Report, No. 89.

Jaramillo, C. (1998) Measuring Inflation Using Asymmetric Means, manuscript, Banco de la Republica, Columbia.

Koen, V. and P. De Masi (1997) Prices in Transition: Ten Stylized Facts, IMF Working Paper No. 158.

Marques, C., P. Neves and L. Sarmento (2000) Evaluating Core Inflation Indicators, Bank of Portugal Working paper No. 3.

Pujol, T. and M. Griffiths (1998) Moderate Inflation in Poland: A Real Story, in: Moderate Inflation: the Experience of Transition Economies, Cottareli, C. and G. Szapary (eds.), Washington D.C., IMF-NBH.

Quah, D. and S. Vahey (1995) Measuring Core Inflation, The Economic Journal, Vol. 105, Issue 432, p. 1130-1144.

Roger, S. (1997) A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1946-96, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G 97/7.

Roger, S. (2000) Relative Prices, Inflation and Core Inflation, IMF Working Paper no. 58.

Sterne, G. (1999) The Use of ExplicitTargets for Monetary Policy: Practical Experiences of 91 Economies in the 1990s, Bank of England Quarterly Bulletin: August.

Valkovszky, S. and J. Vincze (2000) Estimations of and Problems with Core Inflation in Hungary, NBH Working Paper No. 2.

Vega, J. and M. Wynne (2001) An Evaluation of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area, ECB Working Paper Series, No. 53.

Vining, D. and T. Elwertowski (1976) The Relationship between Relative Prices and the General Price Level, The American Economic Review, Vol. 66, Issue 4, p. 699–708.

Wynne, M. (1999) Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues, ECB Working Paper No. 5.

DP/50/2005

Economic and Monetary Union on the Horizon

Tsvetan Manchev, Mincho Karavastev

Abstract. The paper discusses one of the major problems for Bulgaria, related to the EU membership – the time of the adoption of the euro. Authors hold the opinion that it should be as soon as possible after the date of the country's accession to the European Union, namely in the second half of 2009 or on 1 January 2010 at the latest. This statement is completely consistent with the common position of the Bulgarian Council of Ministers and the Bulgarian National Bank concerning the introduction of the euro in Bulgaria, stated officially in the agreement between the two institutions signed on 25 November 2004.

The paper summarizes the essence and the importance of the European Economic and Monetary Union. It presents the criteria for membership in it, and the stages in its realization. The analysis of the institutional framework for the implementation of the macroeconomic policy in the country and the trends in the development of Bulgarian economy from the point of view of EMU membership criteria support the view that the most suitable resolution of the strategic problem for the accession of Bulgaria to the euro area is to do this without delay.

The paper tries to reveal the possible consequences for the country's economy of the change in the economic policy goals, and the degree to which this change could influence the process of euro adoption in Bulgaria.

Резюме. Материалът разисква един от най-важните въпроси за България, свързани с членството є в Европейския съюз – кога да въведе еврото. Авторите поддържат тезата, че това трябва да стане в първия възможен момент след датата на присъединяването на страната към съюза – през втората половина на 2009 г. или на 1 януари 2010 г. Тя напълно съвпада с общата позиция на българското правителство и БНБ относно въвеждането на еврото в България, изразена официално в споразумението между двете институции от ноември 2004 г.

Разработката систематизира същността и значението на Европейския икономически и паричен съюз. Тя представя критериите за членство в него и етапите за осъществяването му. Въз основа на анализа на институционалната рамка за провеждане на макроикономическата политика в страната и на тенденциите в развитието на българската икономика от гледна точка на критериите за членство в ИПС се аргументира твърдението, че най-подходящото решение на стратегическия въпрос за присъединяването на България към еврозоната е това да стане във възможно най-кратък срок.

Разгледани са и евентуалните последствия за икономиката на страната от промяна в целите на икономическата политика и степента, в която това би повлияло на процеса на въвеждане на еврото в България.

Contents

Introduction .....

I. The Emergence of European EMU .....
1. Quintessence and Genesis of the EMU Concept .....
2. Stages in EMU Implementation .....
3. Significance .....

II. EMU Membership Requirements .....

III. Bulgaria's Starting Positions .....

IV. The Benefits .....

V. The Challenges .....

VI. Concluding Notes .....

Bibliography .....

Dr Tsvetan Manchev is a Deputy Governor of the BNB heading the Issue Department, and a member of the BNB Governing Council. Mincho Karavastev is Adviser to the Deputy Governor heading the Issue Department. Opinions in this paper are personal and do not indicate the Bank's position in any way. *The authors express gratitude to their colleagues from the Economic Research and Projection Directorate for the simulations performed using the BNB model in support of this paper.*

Introduction

Adopting the euro as Bulgaria's national currency for both cash and non-cash payments is a logical step, marking as it does Bulgarian membership of the European Economic and Monetary Union (EMU) after the Treaty of Accession of the Republic of Bulgaria to the European Union comes into force on 1 January 2007. It is also inevitable, since the Treaty Establishing the European Community (TEC) contains the fixed requirement for each accession state to introduce the euro. Thus the issue comes down to timing; and the right timing, as shown by the analysis that follows, is the earliest available: the second half of 2009, or 1 January 2010.

We seek and find the arguments in favour of this rather categorical opinion in several venues. *First*, we look at what EMU means and examine its evolution and the extent to which it currently fulfils its objectives. *Second*, we look at the requirements for full EMU membership without derogation[1]. *Third*, we analyse the degree to which Bulgaria was in line with these requirements in late 2004. *Fourth*, we set out the undoubted benefits of full EMU membership based on member state experience; they provide the natural impetus for membership without derogation. Finally, we describe the institutional framework of Bulgaria's macroeconomic policy, which determines the challenges ahead and the rapidity with which the public can enjoy the benefits of full EMU membership.

I. The Emergence of European EMU

1. Quintessence and Genesis of the EMU Concept

Economic and monetary union is the highest stage of economic integration attained to date among countries within an integration community as a way of coordinating and unifying their economic policies. This form of union combines the other two forms of economic integration: economic union and monetary union[2]. In brief, the former of these entails not just a common market, but also a high degree of coordination and even unification of key economic policies between member states. The latter typically features fixed exchange rate between the integration community's currencies, or else the launch of a single currency within the community. Complete liberalization of

[1] Derogation, or the right to an exception, is available to EU member states which do not fulfill EMU criteria and are within Stage Three without losing their rights to conduct independent monetary policies.

[2] See **Molle, Willem**, *The Economics of European Integration: Theory, Practice and Policy*, 2001, p. 17.

the movement of capital is obligatory within a monetary union. Thus, EMU is an integration community of two or more states featuring:

- a common currency issued by an independent issuer (a union central bank) or irrevocably fixed exchange rates of the states within the union;
- a common monetary policy conducted by the union's central bank;
- a common market featuring the free movement of people, goods, services, and capital;
- an obligation on member states to pursue common economic policies subject to rules approved by them within the framework of an agreement such as the Stability and Growth Pact (SGP).

The idea of European EMU first emerged in late 1969 in the Hague at a summit conference of the then-six members of the European Communities[3]. In 1970 a report prepared under the leadership of Pierre Werner, then Luxembourg's prime minister and finance minister, set out the milestones to EMU. On 22 March 1971 the European Communities' Council of Ministers adopted a resolution defining the principles of such a union, and a plan for its implementation. The plan listed three stages for implementation within ten years. The collapse of the Bretton Woods monetary system and the world economic crisis caused by the 1973 oil price hikes put paid to the project. Nevertheless, some elements of the Werner Plan saw light of day in the early Seventies[4]: 1. exchange rate management within the European Economic Community ('the snake'), 2. the European Monetary Cooperation Fund, and 3. coordination and convergence procedures for member states' economic policies.

The European Monetary System (EMS)[5] was launched in March 1979. While not EMU, it pursued some similar objectives and partly made up for the failure of the Werner Plan. Most generally, the EMS aimed to constrain the exchange rates of participating currencies within narrow bands through central bank interventions on the forex markets subject to preliminary set rules.

[3] The so-called founder members: Belgium, France, Germany, Italy, Luxembourg, and the Netherlands. The European Communities comprise the European Coal and Steel Community, the European Economic Community, and the Euratom European Atomic Energy Community. A separate Treaty created each Community. Until the Treaty on European Union ('the Maastricht Treaty') came into force in 1993, within the context of European integration "European Community" implied the European Economic Community as the most economically and politically significant of the three Communities. The Maastricht Treaty changed the name of the Treaty Establishing the European Economic Community to Treaty Establishing the European Community, thus the word "Community" today usually implies the European Community.

[4] For more details on implementing these elements of the Werner Plan, see **Gross, Daniel, Niels Thygesen**, *European Monetary Integration*, 1998, p. 15.

[5] The European monetary system was created on the basis of a European Council decision at Bremen in July 1978. The European Council held at Brussels in December 1978 adopted a Resolution creating a European Monetary System.

Members at the System's launch were Belgium, Denmark, France, Germany, Ireland, Italy, Luxembourg, and the Netherlands. Britain, Greece, Spain, and Portugal joined later.

The European Currency Unit or ECU played a central role in the EMS currency exchange mechanism[6]. The rate of each currency to the ECU determined bilateral central exchange rates for all currencies in the system ('the parity grid'). The currency mechanism set maximum limits to market-driven exchange rate fluctuation *vis-a-vis* the official rates. Until late July 1993 maximum deviations were ±2.25 per cent. An EMS crisis in 1992 and 1993, caused by the discrepancy between the monetary policies of the Bundesbank and other central banks in the system, led to an August 1993 joint session of the Ecofin Council and EMS central banks' governors broadening permissible exchange rate deviations to ±15 per cent.

The Resolution creating EMS foresaw the European Monetary Cooperation Fund issuing ECU against the deposit of 20 per cent of the US dollar and gold reserves of community central banks into the Fund. This created a new international reserve unit as an alternative to the dollar. It did not have all features of money: it was not usable for exchange except in dealings between EMS central banks ('the official ECU'). Subsequently, however, entities (mainly corporates), the European Investment Bank, and even governments, began opening bank accounts, contracting payments, and issuing debt instruments in ECU, thus inaugurating 'the private ECU'[7].

The Single European Act[8] which came into force in 1987 added steam to the impetus of dusting down European EMU. In June 1988 at Hanover, the European Council convened a committee chaired by Commission President Jacques Delors and comprising member state central bank governors and monetary theoreticians. The Delors Committee had to propose specific measures for EMU establishment. It published the results of its deliberations, including the need to amend the Treaty of Rome[9], on 17 April 1989. The Com-

[6] The European Currency Unit emerged as an official accounting unit within the European Development Fund in 1975, before the European Monetary System came about. Initially called the European Unit of Account, it was a basket of the currencies of the nine member states at the time. Subsequently, the European Investment Bank and the entire Community adopted it as unit of account.

[7] See **Gross, Daniel, Niels Thygesen**, *European Monetary Integration*, 1998, p. 238.

[8] The Single European Act was adopted in 1986 and entered into force on 1 July 1987. The changes it introduced into the Treaty Establishing the European Community aimed at the emergence of a single European market with no barriers to the free movement of goods, services, and production factors.

[9] The Treaty Establishing the European Community, also known as the Treaty of Rome, was signed in Rome on 25 March 1957. Coming into force alongside the Treaty Establishing the European Atomic Energy Community on 1 January 1958, it was called the Treaty Establishing the European Economic Community. The Treaty on European Union, also known as the Maastricht Treaty, signed on 7 February 1992 and coming into force on 1 November 1993, gave the Treaty of Rome its current name, amended it, and set up the European Union. The Treaty of Amsterdam, signed on 2 October 1997

mission recommended a common Community monetary policy, conducted by a body entirely independent from member state governments and Community bodies: the European System of Central Banks (ESCB). This was to exist alongside member states' central banks. The Delors Committee recommended the adoption of the ECU, with all characteristics of money, as the Community's single currency.

The major conclusion from this short overview of the history and milestones of European EMU is that it is the logical consequence of accumulated political lessons.

In the long run, theoretical and practical limitations have acted as natural fixes and guides along the way towards EMU in Europe. The necessity to coordinate monetary and exchange policies on the one hand, and fiscal and structural policies on the other, is clearly apparent. Other key challenges include ensuring continuity in coordination and conducting coordination to clear rules, guaranteeing predictability, and hence public confidence.

2. Stages in EMU Implementation

The Delors Committee proposed that EMU should have three stages, with economic union proceeding concurrently. Below, we view the features of the three stages EMU underwent during the 1990s. They contain the requirements Bulgaria must fulfil on its way to the euro. The coming into force of the Accession Treaty with each state automatically implies that this state meets EMU Stage Two requirements.

Stage One: 1 July 1990 to 31 December 1993

This stage began a considerable time before TEC. Under it, European Community member states implemented the measures listed below as conditions for Stage Two. Later, these measures became integral parts of TEC as signed at Maastricht (TEC Article 116[10][2], Item A):

- removing all restrictions before the free movement of capital and payments between member states, and between member states and third countries in certain cases set out in the TEC;
- a prohibition on direct financing of budget deficits through central bank loans, and on any form of indirect financing or the direct purchase of government debt instruments by central banks;

---

and coming into force on 1 May 1999, amended both the Treaty Establishing the European Community and the Treaty on European Union. In the same way, the Treaty of Nice, signed on 26 February 2001 and coming into force on 1 February 2003, amended the Treaty Establishing the European Community and the Treaty on European Union.

[10] All TEC Articles are cited according to the new consolidated renumbering of European Communities Founding Treaties introduced by the Treaty of Amsterdam in 1997.

The Roles of Major European Union Institutions in Economic and Monetary Union Implementation and Functioning

The European Union Council, also known as the EU Council of Ministers or the European Communities Council of Ministers until the Treaty on European Union (the Maastricht Treaty) came into force, represents the interests of EU member states. The Council comprises a single ministerial level representative from each member state. Its composition depends on the scope of each agenda. Where agendas include items relating to EMU, its members would be finance and economy ministers (the Ecofin Council). The Council mentions in legal and economic literature in connection with EMU imply its Ecofin composition unless otherwise stated. As regards the TEC, a Council comprising heads of state or government leaders adopts resolutions on the presence of a majority of states which fulfill EMU Stage Three criteria, and resolutions on the launch of EMU Stage Three. Ecofin coordinates member state economic policies and adherence to the Stability and Growth Pact (SGP). Alongside the European Central Bank, Ecofin is responsible for common euro area monetary policy (that of the states which have adopted the euro) and for coordinating the monetary policies of EU member states which are not full members of EMU Stage Three. Ecofin adopts its resolutions by qualified majority. In individual cases, such as EMU matters in negotiations with third parties and international bodies, Council decisions require unanimity.

The Council adopts statutory instruments required for EMU functioning on the basis of European Commission recommendations, after consulting the ECB and taking into account European Parliament opinion. The ECB adopts statutory instruments linked with common monetary policy after EMU Stage Three.

Under TEC provisions, Council has the right to grant derogation to certain states subsequent to Commission recommendation. While derogation rights obtain, the state making use of them does not fulfill EMU Stage Three nominal convergence criteria (Maastricht Criteria). Derogated states are not equal members of EMU Stage Three: they do not adopt the euro as their currency; their central banks are not part of the eurosystem; their representatives have no Council voting rights on specific EMU issues; they are not subject to certain TEC provisions. The Council also plays a leading role in repealing derogation. At least once every two years, or else at the request of a derogated state, the Commission and the ECB may prepare reports to the Council on this state's adherence to Maastricht Criteria. The Council may then repeal derogation upon Commission recommendation, after consultations with the European Parliament, and after deliberation within the Council at head of state or head of government level.

The Council formulates and coordinates the national economic policies of EMU member states. On a recommendation from the European Commission, the Council may prepare projects on the main thrusts of member states' economic policies and submit them for deliberation by the European Council. The European Council then debates such projects and draws conclusions on them. These conclusions form the basis of Council recommendations on overall economic policy directions. At European Commission recommendation, the Council may make recommendations to states whose economic policies diverge from the aforementioned overall direction.

The Council also plays a central role in procedures to maintain budget discipline at member states. On the basis of Commission recommendations, the Council decides whether an unduly large budget deficit is present within a member state. It may make recommendations to this state, imposing penalties where they are not followed.

The European Council comprises the heads of state or heads of government of member states as well as the President of the European Commission. The latter's main function is to set the basic political thrust of the integration process. The role of the European Council as regards EMU is to provide political impetus and support its development. In practice, the European Council provides summit-level political leadership to EMU by directing it without adopting specific legislative measures.

- a prohibition on privileged state access to financial institutions at any level, including local government and public bodies or bodies created under special legislation;
- preparation of long-term programs for the stable convergence required for EMU, aimed specifically to ensure stable prices and public finances.

Before the start of Stage Two on the basis of a report from the Commission, the Council (also see the Box) assesses the progress made with regard to economic and monetary convergence, in particular with regard to price stability and sound public finances, and the progress made with the implementation of Community law concerning the internet market. The report plus a positive assessment of progress are fixed requirements for any state wishing to accede to the Union (TEC Article 116 [2], Item B).

EMU Stage One measures are advisory rather than mandatory. They aim to achieve mostly monetary convergence between individual states, while also paving the way for Stage Two. Countries wishing to accede to the EU after the start of EMU Stage Three must adopt Stage One measures in the pre-accession period, prior to their Accession Treaties coming into force; for Bulgaria, this means the expected EU accession date of 1 January 2007.

Stage Two: 1 January 1994 to 31 December 1998

The basic aim of this 'transition stage' was to mark "significant progress towards a convergence between the economies of member states," as well as to create conditions for subjecting community states to a common monetary policy. Measures which were advisory for member states during the Stage One now became mandatory. Prohibitions now addressed:

- privileged public sector access to financial institutions;
- limitations before the free movement of capital and payments;
- direct budget deficit financing by central banks.

Moreover, a rule made each member state solely liable for the obligations assumed by its public sector, while having no liabilities for other member states' public sector obligations. The Community was also free of such liabilities (TEC Article 103 [1]).

In the second stage, member states were mandated to avoid excessive budget deficits (TEC Article 116 [4]). To this end, the European Commission was to perform a special public finance monitoring procedure (TEC Article 104 without Paragraphs [1], [9], [11], and [14]). The Commission monitors developments in member states' budgets and government debt with a view to spotting major departures from two set ratios:

- whether the ratio of the planned or actual budget deficit to Gross Domestic Product exceeds a reference value (a part of Maastricht Criteria explained below); and
- whether the ratio of government debt to Gross Domestic Product exceeds a reference value.

The procedure provides for exemptions where departures from these values are transient, or where lasting convergence trends are evident.

If a member state does not fulfil the requirements under one or both of these criteria, the Commission prepares a report. The report of the Commission also take into account whether the budget deficit exceeds government investment expenditure and take into account all other relevant factors, including the medium-term economic and budgetary position of the member state. The Commission may also prepare a report if it is of the opinion that there is a risk of an excessive budget deficit in a member state.

If the Commission considers that an excessive budget deficit in a member state exists or may occur, the Commission shall address an opinion to the Council.

The Council, acting by a qualified majority on a recommendation from the Commission, and having considered any observations which the member state concerned may wish to make, decide after an overall assessment whether an excessive budget deficit exists. Where the existence of an excessive budget deficit is decided, the Council makes recommendations to the member state concerned with a view to bringing that situation to an end within a given period. These recommendations shall not be made public, except where the Council establishes that there has been no effective action in response to its recommendations within the period laid down.

Stage Two also involved monetary policy measures. The new European Monetary Institute (EMI) had two groups of major functions (*TEC Article 117*): coordinating member states' monetary policies, and preparing transition to EMU Stage Three.

EMI duties are similar to those of the ECB, the main difference being that the Institute may offer non-mandatory opinions and recommendations to member states. With the launch of EMU Stage Three, the ESCB (EU member states' central banks plus the ECB) took over EU monetary policy and its members' monetary decisions became mandatory to member states.

TEC Article 124 (1) requires member states to regard exchange rate policy as a matter of joint interest during EMU Stage Three. In this Stage, exchange rate policy ceases to be the sovereign prerogative of member states and moves under Ecofin and ESCB management.

During Stage Two, each member state had to embark upon the process of granting independence to its central bank. This meant that by Stage Three at the latest, national legislations on issuing authorities had to be compatible with the independence criteria of TEC Articles 108 and 109. The criteria require that neither a national central bank, nor any member of its decision-making bodies may seek or take instructions from Community institutions or bodies, from any government of a member state or from any other body.

Stage Three, from 1 January 1999

The most important features of EMU took shape during this Stage:

- transition to a common monetary policy conducted by the ESCB[11];
- ultimate fixing of exchange rates of the currencies of nonderogated member states to the euro;
- launching the single European currency into circulation;
- introducing mandatory safeguards against excessive budget deficits.

Public finance monitoring broadened in line with Stage Three obligations for member states to avoid excessive budget deficits (TEC Article 104 [1]). Where the Council finds that a member state is failing to put in practice its recommendations to cut a budget deficit, it may decide to give notice to the member state to take, within a specified time limits, deficit reduction measures (TEC Article 104 [9]). If the member state fails to comply with the decision of the Council, it may decide to apply or, as the case may be, intensify one or more of the following measures (TEC Article 104 [11]):

- to require the member state concerned to publish additional information, to be specified by the Council, before issuing bonds and securities;
- to invite the European Investment Bank to reconsider its lending policy towards the member state concerned;
- to require the member state to make a noninterest-bearing deposit of an appropriate size with the Community until the excessive budget deficit has, in the view of the Council, been corrected;
- to impose fines of an appropriate size.

[11] In practice, not all EU member states are equal participants in stage three of EMU. The term 'eurosystem' emerged because ESCB members include the central banks of states which have taken up derogation rights. The eurosystem comprises the central banks of states without derogation; they participate in formulating common monetary policy in the so-called 'euro area.' The euro area includes the states without derogation: those who have adopted the euro as their single currency. At the start of EMU Stage Three, the euro area included Austria, Belgium, Finland, France, Germany, Ireland, Italy, Luxembourg, the Netherlands, Portugal, and Spain, with Greece joining in early 2001.

The SGP[12] amplifies the above TEC provisions with a procedure for monitoring member state public finances and clarifying when the datum of -3 per cent of the annual budget deficit (a Maastricht Criterion) may be exceeded. The Pact also clarifies the duration and scope of penalties against states with excessive budget deficits. The SGP mandates EMU member states to maintain close to balanced or surplus budgets in the medium term. This would allow them to cope with normal business cycle fluctuations without exceeding the -3 per cent reference value. Euro area states have to prepare and update annual Stability Programs. Presented to the Council and the Commission, they show measures for attaining the medium-term budget objective. The Council decides whether to accept Stability Programs or propose amendments to them. The table below shows the public finance monitoring procedure time-scale.

Table 1

TIME-SCALE FOR THE APPLICATION OF THE EXCESSIVE DEFICIT PROCEDURE

Time (ultimate dates)	Action
1 March (year ***t***) or 1 September (year ***t***)	Member states submit data on their public finances to the Commission
1 June (year ***t***) or 1 December (year ***t***)	The Council decides on the existence of an excessive deficit on the basis of a report by the Commission and issues recommendations to the member states concerned
1 October (year ***t***) or 1 April (year ***t+1***)	The Council considers whether effective action has been taken and whether recommendations should be made public
1 November (year ***t***) or 1 May (year ***t+1***)	The Council decides on measures to be taken by the member states concerned to correct excessive deficit
1 January (year ***t+1***) or 1 July (year ***t+1***)	The Council imposes sanctions on the member states concerned
1 May (year ***t+1***) or 1 November (year ***t+1***)	The Council decides on an intensification of the sanctions or abrogation of the excessive deficit

Source: **Eijffinger, Sylvester C.W., Jakob De Haan**, European Monetary and Fiscal Policy (2000).

[12] This comprises a European Council Resolution on the Stability and Growth Pact adopted in Amsterdam on 17 June 1997 and two EU Council regulations: Regulation (EC) No. 1466/97 on the strengthening of the surveillance of budgetary positions and the surveillance and coordination of economic policies and Regulation (EC) No. 1467/97 on speeding up and clarifying the implementation of the excessive deficit procedure.

The above procedure for imposing penalties in case of an excessive budget deficit does not apply to member states entering EMU Stage Three with derogation. Under the SGP, these states prepare Convergence Programs and present them to the Council and the Commission, updating them annually. These Programs address a broader scope of issues than Stability Programs. Apart from budgetary policy measures aimed at arriving at a balanced or surplus budget in the medium term, they include details of how derogation states view the process of meeting the criterion of a 60 per cent *government debt to GDP* ratio. They also show details of medium term monetary policy objectives, the link between these objectives and price stability, and exchange rates. Convergence Programs are redolent of EMU Stage Two, when Maastricht Criteria are attained.

At the outset of EMU Stage Three, the new consultative body of an Economic and Financial Committee (EFC) replaced the Monetary Committee convened at the previous Stage. The major difference between the two committees is in their composition; the EFC comprises not only the Commission and member states (as did the Monetary Committee), but also the ECB. EFC functions are close to those of its predecessor. Under the Stability and Growth Pact, the EFC (alongside the Commission) assesses Stability Programs and Convergence Programs it submits to the Council. The Council then decides on these Programs based on EFC assessments.

3. Significance

Most generally, the implications of EMU lie in two venues: the global aspect of the world economy, and the economies of individual EMU member and candidate states. Here we focus only on the latter. The balance of membership benefits and disbenefits measures EMU significance for individual states.

Table 2

BENEFITS AND DISBENEFITS OF EMU MEMBERSHIP

Benefits	Disbenefits
Lower transaction costs	Narrowing the circle of economic policy tools for EMU member states and hence curbing their ability to counteract external asymmetric shocks. Member states lose their right to independent monetary and exchange rate policies.
Lower exchange rate volatility and less exchange rate uncertainty	One-off expenses in introducing the common currency, recalculating long-term contractual obligations, changes to accounting software and similar adjustments
Greater price transparency	
A more efficient and more competitive internal market	

II. EMU Membership Requirements

Provisions for EMU membership are set out in TEC Article 121 and Protocol 21. They comprise the nominal convergence standards known as Maastricht Criteria — five explicit conditions any state must fulfil before EMU entry:

- achievement of inflation not more than 1.5 percentage points above the average of the three EU member states with the lowest inflations. This is measured under the Harmonized Indicator of Consumer Prices (HICP), and the period for criterion fulfilment is 12 months prior to assessment;
- achievement of nominal long-term interest rates not more than 2 percentage points higher than in the three EU member states with the lowest inflations. The yield on ten-year government securities acts as the reference rate, and the period for criterion fulfilment is 12 months prior to assessment;
- achievement of budget deficit below 3 per cent of GDP. This criterion must be fulfilled in the last calendar year prior to assessment. Though the assessment rests only on data from the prior year, there must be a stable trend to low budget deficits: the criterion remains in force after EMU accession and features in the SGP;
- achievement of levels of below 60 per cent for the ratio between *gross government debt* and *GDP*. This criterion must be fulfilled in the last calendar year prior to assessment;
- maintaining a fixed rate of exchange to the euro for not less than two years by participating in the Exchange Rate Mechanism (ERM II). The national currency cannot be devalued in this period. This criterion must be fulfilled for at least two years prior to assessment.

Apart from Maastricht nominal convergence criteria, member states have to complete the legal convergence moves of adjusting their legislations to the TEC and with the Protocol on the Statute of the European System of Central Banks and ECB on the single European currency.

The moment of full EMU entry and the end of derogation is not entirely under national government control. The European Commission and ECB standpoints appear in convergence reports at least once every two years. The EU Council of Ministers and the European Council take the ultimate decision.

III. Bulgaria's Starting Positions

The Bulgarian economy shows that the country has moved rapidly towards Maastricht Criteria on nominal convergence. Bulgaria is already steadily within three of them. The main credits for this go to the combination of a strong fiscal policy and a currency board. A country's ability to adhere long-term to the budget deficit, public debt to GDP, and long-term interest rate convergence criteria depends on the combination of:

- government desire to set the aforementioned criteria as a top ranking fixed objective and set them as its economic and fiscal policy priorities; and
- government will to apply this policy flexibly through all channels, including legislative ones, in a way that guarantees unconditional attainment of objectives.

After 2001, the 1997 policy of low budget deficits changed its objectives in the direction of the aforementioned three Maastricht Criteria. Appropriate structural reforms broadened the economy's tax base by cutting tax rates, encouraging entrepreneurship, improving the revenue function, and boosting tax collectability. State finances were additionally reinforced and the lasting maintenance of a balanced budget was attained without social tension. A government debt restructuring in line with international market trends amplified these budgetary reforms in a timely manner. The current government policy has consistently sought to keep debt within the range of 25 to 30 per cent of GDP over the long term: significantly below the ceiling set by the relevant Maastricht Criterion, yet entirely adequate for Bulgarian economic development. Cutting the debt burden has helped reduce pressure on current state budgets and guaranteed currency board stability.

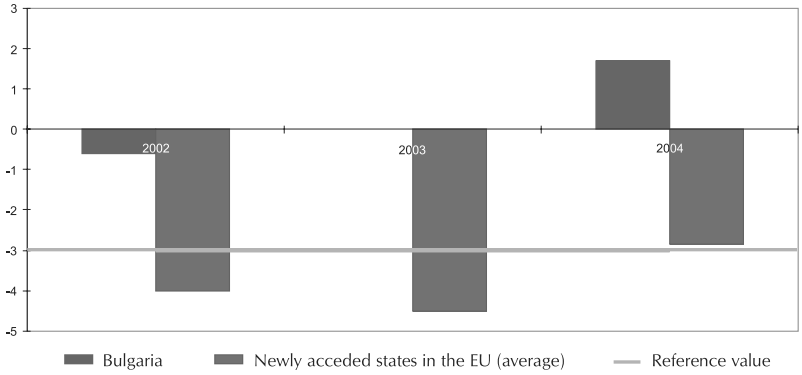
The pursuit of consistent and purposeful budget deficit and government debt policies has been the main factor behind not only currency board stability, but also the accelerated rate of convergence between long-term interest rates: the third Maastricht Criterion. Adhering to currency board rules until full EMU membership without derogation would unconditionally guarantee the compliance with the Maastricht Criterion on exchange rate stability. The ECB[13] has already pronounced that the currency board is consistent with the Exchange Rate Mechanism (ERM II).

[13] Policy Position of the Governing Council of the European Central Bank on Exchange Rate Issues Relating to the Acceding Countries. ECB, 18.12.2003.

Chart 1

BUDGET SURPLUS (+)/DEFICIT (-)

(share of GDP, %)

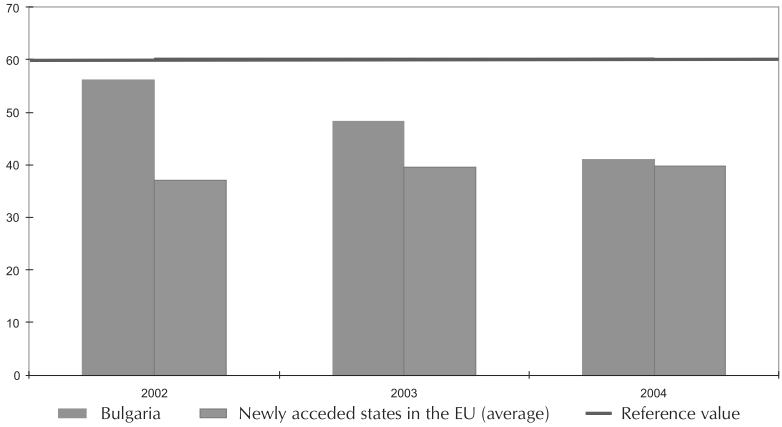


Source: NSI, MF, EC.

Chart 2

GOVERNMENT DEBT

(share of GDP, %)

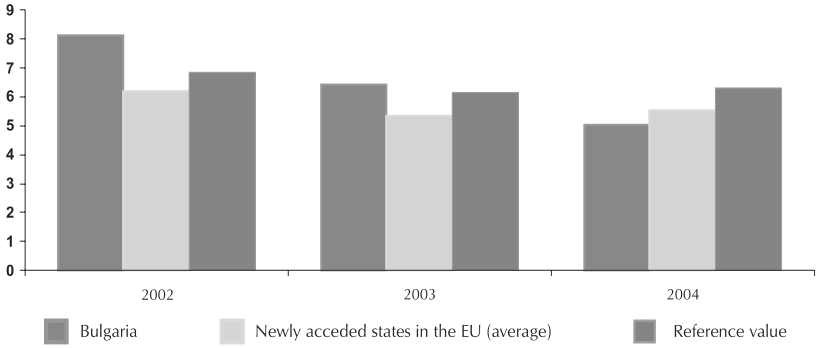


Source: NSI, MF, EC.

Chart 3

LONG-TERM INTEREST RATES

(%)



Source: BNB, ECB.

In its latest Pre-accession Economic Program (PEP) for the 2004 to 2007 period, Bulgaria undertook to continue and complete specific structural reforms. They include privatization, increasing labour market flexibility, improving healthcare and education, and further boosting entrepreneurship and business efficiency. This would stabilize the tax base in the long run and guarantee economic growth and a stable fiscal policy[14]. These policies are defined as being "in the national interest." They would allow balanced budgets over the long term and hence, until euro area entry, the necessary low values of government debt as a share of GDP, thus creating conditions for the retention of low interest rates in the long run.

Alongside the government financial policies described above, the currency board is a second lever for convergence between Bulgarian inflation rates and those of the euro area. By 2005 Bulgaria has failed to attain only the nominal inflation criterion. The following main inflationary factors have emerged in the medium run:

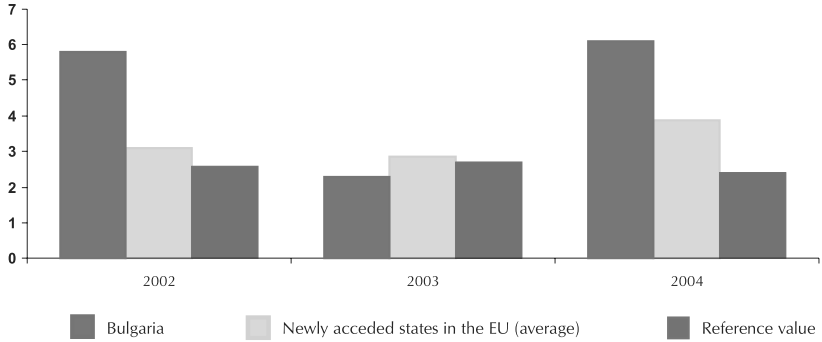
- changes in indirect taxes as required under the commitments to harmonize them with minimum EU levels; and
- price convergence with euro area levels and the related *Balassa – Samuelson* effect.

[14] See *The Preaccession Economic Program of the Republic of Bulgaria, 2004 to 2007* and *Bulgaria: Memorandum of Economic and Financial Policies of the Government and the Bulgarian National Bank*, 6 August 2004.

Chart 4

INFLATION

(%)



Source: NSI, EC.

The effect of both factors on inflation is predictable. PEP assessments of the former of the two state that it would add an average of some 0.5 percentage points to annual inflation. Various assessments[15] put the Balassa – Samuelson effect on Bulgarian inflation at between 0.4 and 3.8 percentage points annually. The combined effect of the two factors is significantly below the ECB's declared objective on euro area inflation. Bearing in mind that inflation varies little across member states[16], Bulgaria enjoys an exceptionally good starting position for meeting the final Maastricht Criterion.

A very common argument against the possibility of Bulgaria attaining the inflation criterion from the first day of derogation membership is that Bulgarian price levels are only about a third of euro area averages. Supporters of this argument claim this dooms Bulgaria to high inflation, or at least to such inflation as would preclude the fulfilment of Maastricht Criteria in the medium term (three to five years) inflation after derogated EMU membership. We feel that supporters of this argument fail to take account of at least two circumstances. *First*, the current Bulgarian consumer basket contains goods and services intrinsically different from those of euro area countries: the quality indicators of Bulgarian goods and services set them apart from their euro area equivalents or near-equivalents. *Second*, the Bulgarian consumer basket's weighting structure is rather different from the euro area one. Such distinc-

[15] Measuring the *Balassa — Samuelson* Effect for the Countries of Central and Eastern Europe, *Banque de France Bulletin Digest,* No. 122, February 2004.

[16] European Central Bank, 2005, *Annual Report 2004*.

tions, however, are hardly major in view of the rate of structural reforms in the economy, and hence both in consumers' preferences for one product compared to another, and in the rates of liberalization of individual markets (particularly commodity and capital market) and of their integration into the European market. The injection of uniformity, and hence the provision of a uniform basis for comparison and management decisions, are monitored by Bulgarian national statistics. We feel that Bulgarian inflation as measured today is only superficially different from euro area inflation, and that this may skew the economic (and especially fiscal) policy if we accept that the declared objective in the Agreement between the BNB and the government represents a top priority for both institutions and the public.

Inflation criteria (price stability) can only be attained through fiscal and economic policy instruments where the currency board and its BGN/EUR exchange rate remain in place. This is the assumption behind the November 2004 Agreement on the Introduction of the Euro in the Republic of Bulgaria. Alongside the aforementioned specific top priority fiscal and economic policy objectives, the Agreement in effect adds the new objective of additional limits, where necessary, on budget spending as a means of guaranteeing Bulgarian adherence to the Maastricht inflation criterion from 2006 onwards.

Table 3

EXPECTED FULFILMENT OF MAASTRICHT CRITERIA BY BULGARIA*

	2005	2006	2007	2008	2009
Inflation			√	√	√
Long-term Interest Rates	√	√	√	√	√
Budget Deficit	√	√	√	√	√
Government Debt	√	√	√	√	√
Exchange Rate Stability	√	√	√	√	√

* Assuming the ultimate date for Bulgarian entry into the euro area is 1 January 2010.

Most analysts of Bulgaria's PEP consider that the pursuit of the above objectives and priorities until 2007 and after EU accession would allow the country to join ERM II simultaneously with EU accession, and would allow it to fulfil the criteria for EMU membership without derogation within two years.

IV. The Benefits

The advantages of EMU membership listed here derive from the experience of member states and have long been the subject of consensus between politicians and analysts:

- lower transaction expenditure for households and businesses due to the removal of the need to exchange national currency (the lev in this case) into euro, and of the attendant uncertainty and possible losses for economic agents;
- exchange risk is removed, additionally encouraging and underwriting capital inflows into Bulgaria and speeding the convergence of interest rates and spreads;
- prices automatically become more readily comparable and transparent, broadening the opportunities for Bulgarian economic agents to shop around for best deals in goods and services, boosting competition;
- further nominal interest rate adjustments (mostly downward) are guaranteed, mostly involving Bulgarian spreads converging with euro area ones as a result of lower Bulgarian government securities risk and eliminated exchange rate risk;
- the cut in transaction costs and the removal of exchange rate risk additionally encourage trade between Bulgaria and EMU member states;
- financial intermediation in Bulgaria deepens further and the national and European financial markets become more fully integrated.

National fiscal policy becomes more flexible and manoeuvrable. Maintaining price stability becomes a fixed commitment and responsibility for the ECB and the national government may make use of the greater opportunities implicit in the SGP compared with currency board strictures. As with other EU member states with currency boards, Bulgaria would have an additional benefit: a transparent, clearly time-limited and consistently applied EMU accession strategy would grant added decision-making confidence in the national economy for its major economic agents: companies, households, and foreign investors. Its very existence and consistent implementation is an important condition for the sustainable long-term economic growth and the retention and strengthening of macroeconomic stability.

V. The Challenges

The most important decision before a state joins EMU with derogation concerns the time horizon within which it wishes (and is able) to join the euro area and adopt the euro as its currency. This decision must be formulated with regard to the state's starting position *vis-a-vis* Maastricht Criteria (reviewed for Bulgaria in Part III) and to its existing institutional framework of implementing macroeconomic policy which largely predetermines the social benefits and disbenefits of EMU membership timing. We feel that the existing institutional framework limits social costs to a minimum should Bulgaria elect to join the euro area at the first possible moment after EMU derogation membership. We derive our confidence for this belief from the analysis of the institutional framework and its concomitant challenges presented below.

By launching the currency board in mid-1997, Bulgaria took advantage of a major benefit and indeed a requirement before monetary policy from the viewpoint of euro area membership. The lev was irrevocably fixed to the euro. Bulgaria also tackled a huge challenge by renouncing most monetary policy instruments, leaving its central bank but two of them: setting minimum required reserves and refinancing of commercial banks to prevent systemic banking risk. The fixed exchange rate of the lev to the euro since 1997 has meant that Bulgaria has passively followed euro area monetary policy, removing the uncertainty hampering economic agents. This means that from the very first day of EMU membership with derogation, the ECB (a body with significantly more instruments for guaranteeing price stability than any national central bank) would effortlessly and automatically assume care for Bulgarian price stability. At the same time, economic agents would have long adjusted to the new conditions: the currency board has functioned in Bulgaria for eight years now.

During negotiations with the European Commission in 2002, Bulgaria tackled another important challenge: guaranteeing BNB independence in all its aspects (institutional, financial, and that of its Governing Council members) prior to EU accession. Amendments to the Law on the BNB of January 2005 brought the Bulgarian central bank into line with TEC requirements. After the successful end of EU membership negotiations, this was another important step towards BNB institutional and financial independence from the government. Amendments to the Law included definitions of the personal independence of Governing Council members, guaranteeing that BNB monetary policy under a currency board would assist the basic objective of price stability through a fixed BGN/EUR exchange rate, and would not be subject to political pressure. Meanwhile, the BNB is already under a legal requirement to help maintain national price stability.

The BNB has already given the most important signal linked with its new legal responsibility of maintaining price stability. In September 2004, the Bank's Governing Council adopted a Strategy for Bulgarian National Bank Development between 2004 and to 2009[17] in which it declares its will to co-operate in specific ways with Bulgaria's joining ERM II immediately after EU accession, and commits to unilateral maintenance of the currency board until euro area membership through the retention of the current exchange rate of BGN 1.95583 *per* a euro. The BNB will adhere to the EC and ECB framework, excluding as it does unilateral adoption of the euro by accession states[18].

On the basis of the adopted strategy, in November 2004 the BNB and the government signed the aforementioned Agreement on the Introduction of the Euro in the Republic of Bulgaria[19]. If both parties meet their Agreement commitments, Bulgaria is expected to join the euro area (and the BNB the eurosystem) in the second half of 2009 or on 1 January 2010. In the Agreement, the government and the independent central bank avow their acceptance of ERM II and agree for Bulgarian membership in it to rest on the principles of:

1. maintaining the currency board until euro area entry at the existing fixed exchange rate of BGN 1.95583 *per* a euro;
2. renouncing any variation of currency board conditions and exchange rates during ERM II membership;
3. adhering to the minimum term set in EU legislation for ERM II membership and timely performance of each necessary step for euro area membership;
4. introducing the euro as the national currency at the time of entering the euro area.

In line with the strategy for the earliest possible Bulgarian entry into the euro area, the BNB is pursuing a research project on the possible economic consequences of future EMU membership. Project results are due for publication in 2005 and 2006. Simulations conducted under the project show the consequences of putative deviations from the policy of a balanced budget (see box below) and confirm the key import of maintaining the current institutional framework.

[17] For the complete text, see www.bnb.org.

[18] The Bulgarian currency board is compatible with European Commission and European Central Bank requirements for ERM II participation.

[19] For the complete text, see www.bnb.org.

Possible Macroeconomic Scenarios under a Putative Fiscal Expansion Breaching the SGP Limits of a 3 per cent Budget Deficit to GDP Ratio in the 2005 to 2007 Period

All scenarios contain the assumption that fiscal expansion entails solely a capital expenditure boost, without an accompanying current expenditure stimulus. Potential results are assessed on the basis of the BNB forecasting model. The variety of scenarios depends on the manner of financing the additional budget deficit: 1. entirely from deposits and money on account; 2. half through domestic debt issues[20] and half through deposits and funds on account; 3. entirely through domestic debt issues. Since government debt management strategy favours domestic debt at the expense of foreign financing, we do not review a scenario where the additional deficit is financed entirely by foreign debt issues. The results of the various scenarios are compared with the base scenario for Bulgarian economic development as prepared by a Bank team based on available data by early December 2004.

A 3 per cent budget deficit would represent a strong fiscal impulse, particularly on the background of minimal deficits or surpluses over the past few years. Results from all three scenarios are largely similar: greater GDP growth in year one, but lower cumulative growth by the end of the period; higher inflation and lower unemployment; worsening of the trade and current account balances due to higher imports of goods and services; and lower international reserves. The fact that the effect of private sector crowding out is more marked than the direct effect of increased government spending, and that they lead to a fall in average growth for the period compared with the base scenario repays particular attention, emphasizing the need for very fine appraisal of any expansionist fiscal policy. Since inflation rises under all three scenarios, fiscal expansion may threaten the attainment of the inflation criterion and push Bulgarian euro area membership back. This would contradict Bulgaria's negotiating position under Chapter 11 (Economic and Monetary Union), Bulgaria's pre-accession programmes and the Agreement signed between the BNB and the Council of Ministers on the Introduction of the euro.

Simulations show that financing the extra deficit from the government's deposit with the BNB is practically impossible, the deposit reaching impossibly low values by year three and being practically at zero by the close of that year. The approach to this level, most likely during year two, would change debt holders' behaviour. Demand for new government debt would drop, leading to an even faster depletion of government funds and to a currency board crisis or to changes in government behaviour. Therefore, we do not review the results of this scenario in detail.

Under the second scenario, the combination of issuing new debt and recourse to deposits leads to acceptable deposit balances, yet also puts paid to the trend of a reduction in the ratio of *government debt* to *GDP*. Under this scenario, budget interest expenses grow visibly in year two, leaving a smaller resource for government capital expenditure. Where this form of financing is selected for additional investment, the overall result is that GDP grows by approximately half a percentage point over the basis scenario in year one. In 2006 and 2007, however, real GDP growth is between 0.5 and 0.6 percentage points less than the basis scenarios for the two years. Impact on inflation is relatively low, assuming that only non-tradable goods' prices rise and imports satisfy demand for tradable goods. If this obtains, the consumer price index rises by between 0.5 and 0.7 percentage points more than the basis scenario for each of the three years. The current account balance worsens by some 3 per cent of GDP for the first two years, and by 2 per cent of GDP for 2007. Despite the fact that the

[20] Simulations allow for half of the additional domestic debt issues to sell to non-residents, or else in a manner that allows an inflow of funds into the financial account.

simulation does not point to any medium-term crisis, in the long run the fiscal position grows rather unsteady.

This becomes very visible in the third scenario, where the debt ratio begins to grow. Under this scenario, new debt issues lead to crowding out of the private sector and to a significant reduction in claims on the non-government sector. The situation may also produce a secondary effect: either a limitation on the real growth of private consumption and investment, or increased foreign borrowing to continue investing. In the best case, this could lead to a position similar to that of the second scenario (similar dynamics in real GDP, inflation, and the trade and current account balances), but at the expense of increased private debt.

These simulations show that any fiscal expansion during the 2005 to 2007 period would be hard to implement and would give rise to serious threats for the stability of the currency board. It would threaten the inflation criterion in all cases, pushing back Bulgarian euro area membership by an indefinite time.

VI. Concluding Notes

The first conclusion is that Bulgaria's current institutional framework is a major factor facilitating swift EMU entry. Yet, this framework crucially also faces the major challenge of the public accepting it as the best social benefit/disbenefit compromise. In Parts III and V of this paper, we prove that future full Bulgarian EMU membership from the first possible moment entails most of all continuing the current tight fiscal policy and structural reform. This involves a flexible fiscal policy with a balanced budget, and where necessary additional fiscal adjustments to help the BNB attain inflation criteria.

Naturally, as stated by critics of the recent years' economic model, achieving Maastricht Criteria ought not to be an end in itself. It is part of a long-term government and BNB strategy aimed at the genuine convergence of Bulgaria's economy with Europe, and hence at a convergence of living standards. Strategies for the swiftest possible adoption of the euro as followed by newly acceded EU member states with small open economies and currency boards envisage full EMU membership without derogation as the precise tool for boosting growth on the basis of the benefits set out in Part IV.

Therefore, the public faces a choice of either continuing along the well trodden path to the euro area, or of seeking alternatives. At the least, the latter course would entail lengthening derogation after EMU membership in view of the obvious need for institutional framework adjustment[21]. Even if this framework were to remain unchanged, it would have to adapt to the putative new objectives of macroeconomic and mostly fiscal policy. This would inevitably impact medium-term growth; and where sustainable growth is hit, risks may even arise eroding macroeconomic stability.

[21] Simulations show that whenever macroeconomic policy objectives changed in the 1990s, the shortest term for completing the adaptation cycle was three years.

Bibliography

Агенция за икономически анализи и прогнози, 2004 г., *Предприсъединителна икономическа програма на Република България (2004–2007 г.).*

Българска народна банка, 2004 г., *Стратегия за развитие на Българската народна банка 2004–2009 г.*

Българска народна банка, *Информационен бюлетин*, различни броеве.

Българска народна банка, *Икономически преглед*, различни броеве.

Чукалев, Г. 2002, *Ефектът Balassa – Samuelson в България*, БНБ. Дискусионни материали.

Споразумение между Министерския съвет на Република България и Българската народна банка за въвеждане на еврото в Република България, ноември 2004 г.

Христов, К. 2004, *Паричният съвет: „The only game in town",* БНБ. Дискусионни материали.

Banque de France Bulletin Digest, No. 122, February 2004, *Measuring the Balassa – Samuelson Effect for the Countries of Central and Eastern Europe?*

European Central Bank, 2005, *Annual Report 2004*.

European Central Bank, 2004, *Convergence report*.

European Central bank, 2003, *Policy Position of the Governing Council of the European Central Bank on Exchange Rate Issues Relating to the Acceding Countries*, 18 December 2003.

European Central Bank, 2003, *„The Acceding Countries' Strategies towards ERM II and the Adoption of the Euro: An analytical Review"*.

De Grauwe, P. 2003, *Economics of Monetary Union*, Oxford University Press.

European Commission, 2004, *Convergence report*.

Eijffinger, Sylvester C. W., Jakob De Haan. 2000, *European Monetary and Fiscal Policy*, Oxford University Press.

Gros, D., N. Thygesen. 1998, *European Monetary Integration*, Pierson Education.

Molle, W. 2001, *The Economics of European Integration – Theory, Practice, Policy*. Ashgate Publishing Limited.

DP/54/2006

Bulgarian National Income between 1892 and 1924

Martin Ivanov

Abstract. For quantitative information about the Bulgarian economy before 1945 we are forced to rely on contemporary estimates, compiled for the period 1924–1945 by Asen Chakalov and two spot estimates, for 1892 and 1911, by Kiril Popov. These are, to reiterate, the only serious estimates of national income available for Bulgaria. The per capita figures for 1870, 1890 and 1900 presented by Maddison in his latest dataset would appear to be the product of a priori assumptions about 'minimum per capita growth rates'.

Given the sophistication of Chakalov's estimates and the desirability of chaining new data onto his estimate for 1924, my methodology consists in the first instance in replicating Chakalov's figure for 1924 on the basis of original sources and then using these sources to create a series of properly documented estimates for the years between 1892 and 1924.

To provide a meaningful comparison over the long run between 1892 and 1945 we must allow for prices changes, population changes and the impact of territorial redistribution in the course of the Balkan wars and World War 1. Following Chakalov's procedure for the 1920s and 1930s I reject the suggestion that nominal national income figures should be deflated using the retail price index. In an economy in which the vast majority of the population were self-provisioning in food and in which heavy industrial protection distorted the urban price level upwards, such a procedure is likely to give rise to serious biases. Instead, I apply farm gate prices of 1911 to the physical output series for agriculture and industry. To arrive at incomes from employment data I apply wage and salary figures for 1911. Deflation by means of the retail price index is therefore confined to the incomes of civil servants, financial services and commerce, or just 13.6 per cent of the total estimate. Similar deflation technique was used for the recalculation of Chakalov's figures at current prices for 1925–1945. To make them compatible with my GNP estimates the same base year 1911 was applied for the later period as well. The improvised 'GNP deflator' was again preferred to the retail price index.

The results are striking. For 1924 I achieve a reassuring match with Chakalov's estimate. And using his methodology and the obvious official sources, I am also able to replicate almost completely Popov's nominal estimates both for 1892 and 1911.

The new GNP series indicates that Bulgarian economy did not achieve staggering results during the period under review – an average of 0.93 per cent on a yearly basis. True, there were subperiods in which the GNP was growing a bit faster (2.76 per cent between 1899 and 1905 and 2.16 per cent during 1905–1911). However, this is both a misleading (due to the low base of the crisis 1899) and unsustainable phenomenon. Including the population factor into the picture makes the situation even more dismal. In per capita terms Bulgaria achieved a negative growth rate of -0.32 per cent annually. Apparently, the economy fell behind the population increase, which turned to be a serious obstacle for switching over to a higher gear.

Резюме. Вече шест десетилетия българската стопанска историография и историческата статистика успешно „устояват“ на изкушенията на пробилите си път още преди половин век в западната литература количествени измервания на социалните и икономическите процеси. Поради липса колкото на интерес, толкова и на възможности, застаналите на кръстопътя на миналото родни изследователи са предпочитали равния път на „качествените“ описания пред неравната пътека на „количествените“ измервания. В резултат сме принудени да говорим повече интуитивно за историята си, митологизирайки отделни епизоди и демитологизирайки други, да фиксираме интереса си в отделни „точки“ в кривата ни на развитие, лишени от възможността за сравнение помежду им (за международни сравнение дори не може да става дума).

Методологично настоящата студия се основава на изследването на Асен Чакалов върху националния доход на страната. Целта на студията е да „върне“ конструирания от него дълъг ред с три десетилетия назад. Без претенции да бъде напълно синхронна с днешните представи за системата на национални сметки (СНС) тази методика дава едно приемливо приближение за агрегата национален доход, поради което оценките на Чакалов се използват днес от екипа за международни сравнения при ОИСР под ръководството на безспорния корифей в областта Ангъс Мадисън.

Изчисленият национален доход на България за шестте контролни години – 1892, 1899, 1905, 1911, 1921 и 1924 показва, че стопанството ни не постига особено впечатляващи резултати през целия разглеждан период (средно 0.8% растеж). Наистина има подпериоди, в които НД нараства малко по-бързо (1899–1911 г.), но това е измамно (поради крайно ниската база през кризисната 1899 г). Още по-нерадостна става картината, ако в нея се включи и демографският фактор. Реализираният ръст в икономиката не успява да догони растежа на населението (-0.6% годишно), което е важна спирачка за да превключи стопанството на по-висока предавка. В този смисъл направените тук оценки напълно потвърждават „качествените“ разкази на съвременниците за пренаселеността и скритата безработица в основния сектор на българското стопанство – земеделието.

Contents

Introduction .....
I. Sixty Years after and a Quarter of a Century before Chakalov's Estimates: Methodology .....
II. 'Correct Sum of Incorrect Figures'? Sources .....
III. Calculation of the National Income in Current Prices .....
1. Arable Agriculture, Stockbreeding and Additional Rural Activities .....
2. Industry and Crafts .....
3. Transport and Communications .....
4. Turnover of Goods and Commerce .....
5. Financial Services Sector .....
6. Freelance Professionals and Services .....
7. Urban Dwellings .....
8. State and Municipal Civil Servants and Pensions .....
9. Summery of GNP Estimates at Current Prices .....
IV. GNP and Constant Prices and Territory .....
V. Analysis of the Results .....
Appendix .....

*The earlier version of the article was discussed at the Seminar on Economic (Social) Bulgaria (Sofia), the Economic History Society Conference (Reading) and at the First General Meeting of South-East Europe Monetary History Network (Sofia). I should express my gratitude to several people that supported my work in all the phases of this painstaking project: Adam Tooze from Jesus College, Cambridge, in dialogue with whom most of this text was written; Rositsa Rangelova from the Institute of Economics at the Bulgarian Academy of Sciences and Roumen Avramov from the Centre for Liberal Strategies. The author also thanks to the staff of Sofia State Archives, St. St. Cyril and Methodius National Library and the library of the National Statistical Institute for their dedicated assistance.

Introduction

For more than six decades Bulgarian economic historiography successfully 'resists' the quantitive research temptations. That is why it is hardly surprising that cliometrics is not yet recognized as a legitimate member of the Olympic family of sports. Attempts for quantifications of history are extremely rare and by proxy are done and 'used' only within a purely economic domain. It was to be expected that during the era of centrally planned economy there would have been an institutional incentive for promotion of quantitive research. However, neither the Central Planning Agency nor other institutions have come with any estimates of economic aggregates like the national income, the NMP, the GNP or the GDP for the period before World War 2. Due to informational limitations Western colleagues also often omit Bulgaria (and most of what is now called South Eastern Europe) when compiling estimates for the pre-World War 1 period. As a result of this historians are forced to speak mainly by intuition about Bulgarian history converting into myths different historical episodes of the country's resent past. Furthermore, they have no proper tools for unbiased comparisons of various spots of Bulgarian economic development (not to mention cross-country comparisons). We still do not really know whether the Golden Decade (actually less than six prosperous years, 1905–1912) was as successful in economic terms as the second half of 1930s. Whether the exogenous shock of the three consecutive wars (1912–1919) retarded Bulgarian modernisation condemning it to a slow and painful reconstruction or the War of Independence (1877–1878) inhibited the growth potential of the economy cutting it from the vast market of the Ottoman Empire.[1]

The current research is not as ambitious as to pretend that it could offer the answer to all these questions. However, it chooses to follow different 'unconventional' lines. The intuitive narrative here would be commuted with an attempt to come up with GNP estimates for the period 1892–1924, which would allow us to create a more plausible hypothesis on Bulgarian modernisation endeavour. In so doing it will draw heavily on the few preceding GNP estimations (Kiril Popov, Asen Chakalov, Angus Maddison).

The paper is divided into five sections. The first two are intended to present the applied methodology and sources that have been used. The third and the fourth sections provide details on the actual calculations by sector of

[1]Cf. for example Palairet, M., *The Balkan Economies c. 1800–1914: Evolution Without Development*, Cambridge: CUP, 1997, p. 183–212; Palairet, M., *Bulgaria's Economic Development, 1828–1910*, a paper presented at the Seminar on Economic (Social) Bulgaria at the Centre for Liberal Strategies, Sofia, July 2005; Ivanov, M., What Would Have Happened If...: Constructing a No-liberation Counterfactual for Bulgaria (forthcoming).

economy both at current and at constant 1911 prices. The brief analysis of the results and the conclusions drawn are presented in the last section. However, I should underline the fact that the main aim of the paper is to display the way of compiling the GNP estimates, thus enabling their future examination and corrections. Due to space limitations, the more detailed analysis had to be postponed and it will be presented in a separate paper.[2]

I. Sixty Years after and a Quarter of a Century before Chakalov's Estimates: Methodology

The above-mentioned 'quantitive virginity' of Bulgarian historiography does not apply to contemporary interwar economic research. On the contrary, the following study will try to adhere to the excellent, even though somehow forgotten, tradition of the contemporary economists and statisticians like Kiril Popov, Prodan Kiranov, Asen Chakalov, Ivan Iliev, Hristo Madrov, George Toshev, to mention just a few names.[3] Thanks to their painstaking work Bulgaria was among the first ten countries in the world with an estimate of its national income[4] and is present, even though by only few spot estimates, in widely cited international GDP database compiled by Angus Maddison and his team from the Organisation for Economic Co-operation and Development. Maddison's *Monitoring of the World Economy* is nowadays generally acknowledged as the most authoritative historical statistical series. His pre-1945 estimates Maddison based on the work of two Bulgarian statisticians: Popov, the first chief of the Statistical General Directorate (for 1911) and Chakalov (for the period between 1924 and 1945)

[2]Ivanov, M., and Tooze, A., Agriculture. Population and National Economic Development in Bulgaria, 1892–1945 (forthcoming).

[3]Popov, K., *Economic Bulgaria,* Bulgarian Academy of Sciences, Sofia: 1915; Kiranov, P., The National Income of Bulgaria for 1929–1932, *in: Izvestia na Direktsiata na statistikata,* 1933: 1; Kiranov, P., *The National Income of Bulgaria for 1934–1944/1945* ; Chakalov, A., The National Income of Bulgaria for 1924–1935, in: *Trudove na statisticheskia institut za stopanski prouchvania pri Sofiaskia Drjaven universitet*, 1937: 2. 1–128; Chakalov, A., The National Income of Bulgaria for 1936–1938, in: *Bulgarsko stopanstvo*, 1940: 10, 147–149; Chakalov, A., *The National Income and Outlay of Bulgaria for 1924–1945,* Knipegraf, Sofia, 1946; Iliev, I., The National Income, in: *Bulgarski tjutjun*, 1939: 1–2, 18–23; Kiamilev, A., The Orientation of the Money National Income in Bulgaria, in: *Spisanie na Bulgarskoto ikonomichesko drujestvo*, 1938: 7, 393–423; Madrov, H., The National Income and the Economic Policy, in: *Stopanstvo i kultura*, 1941: 2, 13–16; Toshev, G., The National Income of Bulgaria, in: *Kooperativen podem*, 1930: 1–2, 1–5.

[4]In that respect Bulgaria 'overtook' core countries like Belgium and Canada and semiperipheral ones – Spain, Denmark, Finland, Sweeden as well as all the other SEE countries, Greece had its first estimate in 1921, Yugoslavia in 1927, Turkey in 1935 and Romania and Albania only in 1948). Cf. Studenski, P., *The Income of Nations*, Part One: History, New York: 1956, p. 156–7.

thus 'consecrating' their national income aggregates.[5] Maddison's 'seal of approval' is one of the key reasons for applying Chakalov's methodology in the current research paper.

Unfortunately we know very little about Popov's 1911 estimate. In his 'Economic Bulgaria' survey he only published the final results excusing himself with space limitations for not providing the proper calculations. In fact, Asen Chakalov gives a very detailed account of the method applied as well as of his calculations for the period 1924–1945. No wonder, Maddison appreciates highly Chakalov's estimates and utilizes them with practically no further corrections and improvements. Chakalov's study of national income in Bulgaria in the interwar period is a great gift to economic historians deserving attention beyond the specialist circles of the Balkan economic historiography. Chakalov had trained at the London School of Economics and was familiar with Western debates on national income accounting. His estimates were a major contribution to the development of national income accounting in the interwar period. Even though the method used by Chakalov is not completely consistent with the current System of National Acconunts – 1993, it allows us to construct properly documented estimates of Bulgarian real GNP.

Chakalov's definition of what he calls 'national income and outlay' is the 'aggregate of all net incomes produced and derived within the national economy during a given period of time, i.e., one year'. The national income thus comprises: 'incomes from newly acquired economic goods, the remuneration of all services rendered by individuals and legal entities, as well as interest on capital'.[6] It consists of:

1. the aggregate of the incomes of all individuals and legal entities within a given territory (the national economy);

2. plus the incomes of all individuals and legal entities resident within the country, received and derived from abroad, and

3. less the incomes earned and derived within the country, but transferred abroad.

As Rositsa Rangelova has shown, Chakalov's estimates correspond closely to modern definitions of gross national product (GNP) i.e. the total income of Bulgarian individuals and legal entities regardless of their location within or outside the national borders.[7] In contemporary terms Chakalov agreed with

[5]Maddison, A., *Monitoring the World Economy 1820–1992,* Paris: 2000; Maddison, A., *The World Economy: Historical Statistics,* Paris: 2003.

[6]Chakalov, A., *The National Income and Outlay*, p. 11.

[7]Rangelova. R. Bulgaria's National Income and Economic Growth 1913–1945, in: *Review of Income and Wealth No.* 46 (2000), 231–248.

Alfred Marshal that only the labour valued in money terms at the market could form GNP. As a result of this the work in the family like cooking, washing and cleaning could not generate income for the economy. But since Bulgaria was in large part a subsistence peasant economy, he made extensive provision for the inclusion of 'own consumption' of farm output.

Given the sophistication of Chakalov's estimates and the desirability of chaining new data onto his estimate for 1924, my methodology consists in the first instance in replicating Chakalov's figure for 1924 on the basis of original sources and then using these sources to create a series of properly documented estimates for the years between 1892 and 1921.

Following in Chakalov's footsteps, my reestimate of Bulgarian GNP is compiled using four different sets of sources and methods: for 47.6 per cent of the estimate for 1911 I can rely on agricultural and industrial output data multiplied by current prices with input costs deducted; state budget and business account data provide direct information on salary bills (9.3 per cent of the total in 1911); where neither of the former is available, Chakalov estimated annual incomes on the basis of employment census data multiplied by estimates for annual earnings (36.5 per cent); finally for the commercial sector he used a more approximate estimate, deriving incomes earned from retailing and wholesaling as a fixed percentage of total sales (6.6 per cent).

Due to the importance of subsistence farming and the many gaps in the statistical information available I was compelled to resort repeatedly to indirect methods for clarification of the value added received in different branches of the economy (cf. hunting – on the value of the exported hides and furs, or industry before 1900 – on the coal import and local production). In yet other cases the income has been assessed by an arbitrary estimate based on Chakalov's personal inquiries in the concrete branch (crafts, freelance, milk producers, *etc.*). However, the immense importance of agriculture and its relatively good coverage by the national statistics makes me confident that such bypasses and estimates could not dilute substantially the final GNP results.

A few words should also be mentioned about the criteria that are used for determining the years of the six spot estimates. Both 1892 and 1911 would allow me to compare the results with the figures calculated by Kiril Popov.[8] Furthermore, 1892 is the first year with enough statistical information on the arable agriculture. 1899, 1905 and 1911 are supposed to present three different phases of the economic cycle prior to World War 1. Due to the lacking data on grain harvest I was compelled to resort to 1899 and not to

[8]Popov, K., *Economic Bulgaria*, p. 459.

1900, which in many ways seems a much more logical year. The choice in favour of 1905 was determined by the population, occupations, dwellings and livestock censuses conducted that year and the 1904 inquiry on industrial undertakings. 1921 is among the first 'normal' postwar years for which we can also rely on the industrial census as well as on the population, dwellings and livestock censuses (conducted in 1920). The replication of Chakalov's figure for 1924 was aiming at a general check on his final results, which was expected to, validate my GNP series and certify the consistency of the applied methodology.

Exactly 60 years after the publication of Chakalov's study on Bulgarian national income the current paper would try to translate into his own methodology the available statistical information about the two and a half decades that preceded his estimates. It would be the fourth recent GNP estimate in the South East European region (after those of Vedal Eldem, Sevket Pamuk and George Kostelenos[9]) that would attempt to deconstruct the myth of the 'statistical iron curtain' falling east of Vienna.[10]

II. 'Correct Sum of Incorrect Figures'? Sources

Official sources published by the General Directorate of Statistics (GDS) have always been preferred for compiling the GNP estimates. Besides its well-known Statistical Yearbooks (starting from 1909 onwards but covering the period after early 1890s retrospectively) the current research has drawn heavily on all the available GDS series – for external trade, prices, state railways, co–operative societies, population, occupation, livestock, dwellings, education and industry. Finally, additional information was taken from the 'Trimestrial Journal' and the 'Monthly Bulletin' of the statistical office.

The estimates of economic sectors and branches that are omitted or poorly covered by the official sources were constructed on the basis of various semiofficial publications – the 'Bulgarian National Bank Bulletin', the Journal of the Union of Popular Banks, the 'Co-operator' newspaper, the 'Darjaven Vestnik', the 'Banking Review' journal, the 'Commercial Lighthouse' newspaper, the Annual Reports of the BNB, Bulgarian

[9]Eldem, V., *Osmanly Ympartorludu'nm Yktisadi Partlary Hakkynda bir Tetkik* [Research on the Economic Conditions of the Ottoman Empire] Turk Tarih Kurumu Basymevi: Ankara, 1994; Pamuk, S., Estimating Economic Growth in the Middle East since 1820, in: *The Journal of Economic History* (forthcoming); Kostelenos, G. C., *Money and Output of Greece, 1858–1938.* Centre for Planning and Economic Research: Athens, 1995. Special thanks to Sophia Lazaretou and to G. Kostelenos for providing the author with the estimates of the Greek GDP in the period between 1858 and 1938.

[10]Good, D., and T. Ma, The Economic Growth of Central and Eastern Europe in Comparative Perspective, 1870–1989, in: *European Review of Economic History*, 1999: 2, p. 111., O'Rourke, K., and J. Williamson, *Globalisation and History: The Evolution of a Nineteen-century Atlantic Economy*. The MIT Press, Cambridge, MASS: 2000, p. 18.

Agricultural Bank, Bulgarian Central Co-operative Bank and various other private financial institutions (published or preserved at the Sofia State Archives. Last but not least, the wage bills and figures for public constructions were taken from the central and municipal governments' budgets.

When neither of the former was available I was compelled to resort to various indirect ways of estimating the incomes of some sectors or indicators (rents prior to 1911, municipal and regional revenues and expenditures from 1921 onwards, hunting, seasonal migrants and emigrants, interests on agricultural loans, *etc.*). In such cases contemporary qualitative estimates were used for filling in the gaps of data. The particular sources by sector and branch are presented in Table A of the Appendix.

III. Calculation of the National Income in Current Prices

1. Arable Agriculture, Stockbreeding and Additional Rural Activities

Arable agriculture (23.2 per cent of the total in 1911) was calculated by the output volumes and current prices data provided by the national statistics, net of the reuse within agriculture itself for sowing and feeding (ranging between 35 and 45 per cent for the various fodder cereals) but inclusive of farmers' domestic consumption. The calculation of value added in stockbreeding (16.7 per cent) rests on the number of beasts in key census years and average milk and meat yields applied by Chakalov but somewhat decreased since the process of slowly growing yields should be taken into account. For example for 1924 Chakalov reckons 1000 litres of milk *per* cow while for 1892 I assum 900 litres. The same technique is applied to wool and hair production. Consumption of eggs (0.8 per cent of the total in 1911) is included in the transport statistics.

The production of forestry and fishing (3.7 per cent) is derived from the official figures published by the General Directorate of Statistics. The output of home industry (9.2 per cent) is calculated by adding the number of females aged between 16 and 60 years and the average number of days spent for housework based on peasant account books and contemporary surveys. Similar procedure is applied to servants (0.2 per cent). Implicit rental income of both rural and urban dwellings (14 per cent) is based on census information about the number of buildings and the yearly data on rents. Following Chalkalov's methodology, to reach the net value added of agriculture, seasonal migrants' remittances are also included and interests paid on agricultural loans deducted.

The results of the respective calculations are presented in the Appendix.

2. Industry and Crafts

Thanks to the protective policy of the Bulgarian government we possess fairly good statistical information about the production of industry and mining (4 per cent of the total in 1911). Value added is arrived at in the normal way by deducting input costs from sales figures. Only for 1892 and 1899 I was compelled to use coal consumption and the number of factories to arrive at a reasonable estimate of the industrial output.

For the sectors of construction and crafts the situation with the source is worse. Figures for public construction were taken from central and local government budgets. For private construction and the craft sector (6.2 per cent) I follow Chakalov in relying on census figures for the number of craftsmen and builders as displayed in the censuses, multiplied by the figures for annual earnings for masons, masters, journeymen and apprentices.

3. Transport and Communications

Due to the significant presence of the state in the transport and communication sector (2.3 per cent) I have at my disposal very detailed data on their income net of working expenses. The only difficulty was encountered in estimating the incomes of transport companies and services. For the cart transport and porters at sea and river ports incomes were obtained by multiplying the occupation census data on the number of employed people by the estimated salaries.

4. Turnover of Goods and Commerce

The relatively small percentage of marketisation of the economy creates a serious problem for the calculation of commercial incomes (6.6 per cent of the total in 1911). Following Chakalov's suggestion I arrived at a proxy on the basis of an estimate of agricultural goods sales and the value added of various industrial branches and imports. The flow of traded agricultural goods is approximated by summing up the value of exports and the value of commodities transported by the railways. The industry and crafts figure is arrived at in the same way as that of industrial production. To avoid double counting, industrial output is netted of local raw material consumption and of excises and taxes paid. The income of commerce is taken to be a fixed 15 per cent share of this total sales figure.

5. Financial Services Sector

Due to the significant state involvement the financial services sector (2.2 per cent), enjoys a fairly good statistical coverage. Only for private banking or insurance institutions (2 per cent) I was compelled to resort to their individual

profit and loss statements published in the Darjaven Vestnik or preserved in the archives.

6. Freelance Professionals and Services

Aggregate incomes of freelance professionals and services (2.2 per cent) were estimated by applying estimated salary levels to census data. For lack of alternative information, the salary levels were derived from masons wages, adjusted for wage differentials and the longer working year of white-collar employees.

7. Urban Dwellings

The implicit rental income of urban dwellings is based on census information about the number of buildings and the yearly data on rents.

8. State and Municipal Civil Servants and Pensions

Earnings from state employment (4.8 per cent of total in 1911) by contrast could be taken directly from budget data on wage bills and public works of national and local government as well as of autonomous state agencies.

9. Summery of GNP Estimates at Current Prices

Applying Chakalov's methodology to the obvious time series taken in the main from official sources I achieved a reassuring match with his estimate for 1924. In addition and perhaps more surprisingly I was also able to replicate Popov's nominal estimates both for 1892 and 1911 as well as to add new data points for 1899, 1905 and 1921.

Table 1

IVANOV – TOOZE'S (IT) VS. POPOV'S GNP ESTIMATES (1892 AND 1911) AND IT VS. CHAKALOV'S (1924) IN NOMINAL TERMS

Estimates	Author's estimate, per cent of other estimates
1892, Kiril Popov	+4.82
1911, Kiril Popov	+0.22
1924, Asen Chakalov	-3.53

Source: see the text.

IV. GNP and Constant Prices and Territory

To provide a meaningful comparison over the long run between 1892 and 1945 we must allow for price changes, population changes and the impact of territorial redistribution in the course of the Balkan Wars and World War 1.

Population data are taken from obvious sources and it can be assumed that they are relatively uncontroversial. Following Chakalov's procedure for the 1920s and 1930s I reject Palairet's suggestion that nominal national income figures should be deflated using the retail price index.[11] In an economy in which the vast majority of the population were self-provisioning in food and in which heavy industrial protection distorted the urban price level upwards, such a procedure is likely to give rise to serious biases. Instead, I apply farm gate prices of 1911 to the physical output series for agriculture. For lack of subsectoral data, industrial output is deflated by an unweighted average of the available wholesale prices for the different lines of industrial production. To arrive at incomes from employment data I apply wage and salary figures for 1911. Deflation by means of the retail price index is therefore confined to the incomes of civil servants, financial services and commerce, or just 13.6 per cent of the total estimate.

Adopting this more sophisticated deflation procedure turns out to have major implications since by comparison with the retail price index cited by Popov and Palairet, which rises by a surprising 41 per cent between 1892 and 1911, my improvised 'GNP deflator' increases by only 12 per cent. This discrepancy is largely accounted for by the heavy weight of farm gate prices applied to agricultural output the majority of which was directly consumed by households.

Table 2

INDICES, 1911=100

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Retail Price Index	70.80	67.55	80.48	100	2388.59	3223.24
Wage Indices						
Wage index – daily, labourer	82.11	67.89	76.15	100	1848.17	2972.48
Wage index – mason	73.46	62.20	69.97	100	1776.94	3313.40
Average wage index	77.78	65.04	73.06	100	1812.55	3142.94
Rent ndex	70.80	67.55	80.48	100	547.40	863.71
Industrial prices index	78.88	90.49	92.65	100	2819.48	2924.85
Transport index	65.91	63.36	81.02	100	602.51	1569.10

Source: see the text.

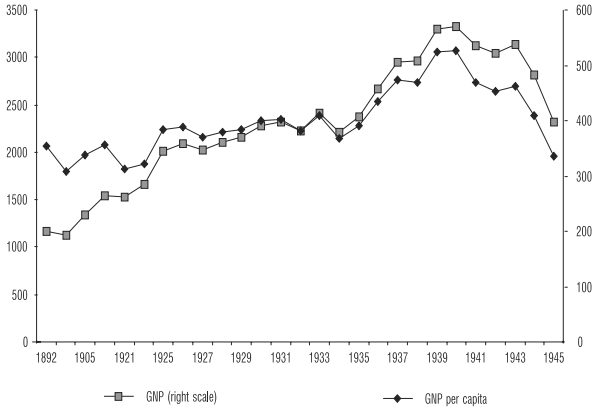
[11]Palairet, M., *The Balkan Economies c. 1800–1914: Evolution without Development,* Cambridge, 1997.

To connect to 1924 data I must also allow for territorial changes. As a result of the two consecutive Balkan Wars in 1912 and 1913, and despite its involvement on the losing side in World War 1, by 1919 Bulgaria managed to increase its national territory as a whole by roughly 6 per cent. However, the initial gains in the First Balkan War were offset at the Neuilly Peace Conference of 1919 by the painful loss of Dobrudja, the most fertile agricultural region. In consequence, Bulgaria ended its period of warlike activity having suffered a net loss of cultivated land of 6.81 per cent. Given the importance of agriculture to the overall estimate and the correlation between settlement and agricultural activity, I adjust the entire estimate of national income by this factor.

A similar deflation technique was used for the recalculation of Chakalov's figures at current prices for 1925–1945. To make them compatible with my GNP estimates, the same base year 1911 was applied for the later period as well. The improvised 'GNP deflator' was again preferred to the retail price index.

Graph 1

GNP AND GNP PER CAPITA IN CONSTANT PRICES AND TERRITORY, 1892–1945



Source: see the text.

V. Analysis of the Results

As indicated by the first two series of Table 3, the Bulgarian economy did not achieve staggering results during the period under review – an average of 0.93 per cent on a yearly basis. True, there were subperiods in which the GNP was growing a bit faster (2.76 per cent between 1899 and 1905 and 2.16 per cent between 1905 and 1911). However, this is both a misleading

(due to the low base of the crisis 1899) and an unsustainable phenomenon. Including the population factor into the picture makes the situation even more dismal. In per capita terms, Bulgaria achieved a negative growth rate of -0.32 per cent annually. Apparently, the economy fell behind the population increase, which turned out to be a serious obstacle to switching over to a higher gear. In that respect lines 1 and 2 of the table confirm the qualitative narratives of both the contemporaries and the historiography of the overpopulation and underemployment in Bulgarian agriculture.

Table 3

AVERAGE GROWTH RATES IN CONSTANT PRICES AND TERRITORY, PER CENT

	1892–1899	1892–1911	1892–1924	1899–1905	1905–1911	1911–1921	1921–1924	1911–1924
1. GNP	-0.51	1.30	**0.93**	2.76	2.16	-0.14	2.69	0.52
2. GNP per capita	-2.10	0.02	**-0.32**	1.44	0.84	-1.37	0.84	-0.83
3. Population	1.38	1.28	**1.14**	1.45	1.39	1.08	1.90	1.22

Source: author's calculations.

My estimates allow us to conduct a sectoral analysis of the sources of this stagnation.

What the table reveals is the divergent experience of the agricultural and non-agricultural economies. In agriculture, short-term fluctuations were still largely determined by climatic factors. By contrast, industry was used as a testing ground for policy experimentation. Prior to 1913 there was certainly little evidence that the industrial protection policy created the necessary conditions for a successful 'take off' in the secondary sector. During the five-year period after the National Industry Encouragement Act was enforced in 1894 industry achieved a negative growth rate of -5.4 per cent. It was not before mid-1900s when it embarked upon a positive growth. It should be noted, however, that even then the results were far from impressive. More important, prior to 1914 the primary sector provides no impulses for per capita growth. Bulgarian agriculture did manage to keep pace with population growth. However, without clear signs of modernisation (agricultural machinery, fertilizers) and structural transformation (higher value added crops), this was achieved through ***extensive*** growth. Between 1889 and 1911 according to national statistics, the area under grain increased by 157 per cent. Nor was this necessarily inferior marginal land since following the displacement of nearly 300, 000 Turks the Bulgarian peasantry were able to appropriate the fertile low-lying areas. This one-off extension of agricultural land is clearly crucial to explaining the population boom. But, it also explains Bulgaria's predicament in the interwar period, when extensive growth reached its limit.

According to the sectoral data, the fastest growing sector was the financial one, which experienced an impetuous growth resulting into a four-time increase in per capita terms on the eve of World War 1. Surprisingly, the growth is even faster between 1892 and 1905, i.e. before the foreign banks entry into the market. Before 1906 when German, French, Austrian and Belgian capitals were invested in Bulgarian banking sector, its dynamics was completely dictated by the two public financial institutions – the National Bank and the Agrarian Bank. The other two branches with a serious state presence (civil servants and transport and communications) achieved a similar fast growth rate. In the light of these findings the Gerschenkronian hypothesis[12] of the passive role of the Bulgarian state does not withstand scrutiny. In his chapter on Bulgarian backwardness, Gerschenkron was clearly right in his supposition that there was no 'growth spurt' in Bulgaria before 1914, but it was not for want of effort on the part of the state.

Table 4

GNP BY SECTORS OF ECONOMY, CONSTANT 1911 PRICES, TERRITORY AS OF 1920s, 1892–1924

A. Sectors of economy, million levs	1892	1911	1921	1929	1939
Agriculture	758.3	668.5	853	955.9	935.7
Industry and crafts	120.4	124.5	118	158	177
Transport and communications	13.6	13.4	20.3	35.4	50.3
Commerce	64.5	61.1	75.7	108	95
Credit and insurance	9.6	26.7	43	67.4	34.9
Freelance professions	34.9	40.5	31.5	33.8	39
Urban dwellings	104.9	115.2	131.5	110.9	134.7
Civil servants	55.7	71.7	71.7	75	56.1
Total national income	1162.4	1122	1344.8	1544.7	1523
B. Sectors of economy, per cent of GNP					
Agriculture	65.25	59.59	63.43	61.88	61.44
Industry and crafts	10.36	11.10	8.78	10.23	11.63
Of that: industry and mining	1.03	1.18	1.49	4.12	2.18
Transport and communications	1.18	1.20	1.52	2.29	3.30
Commerce	5.55	5.45	5.62	6.99	6.24
Credit and insurance	0.83	2.38	3.20	4.37	2.30
Freelance professions	3.01	3.61	2.34	2.19	2.56
Urban dwellings	9.03	10.27	9.78	7.18	8.85
Civil servants	4.79	6.40	5.33	4.86	3.69

Source: author's calculations.

[12]Gerschenkron. A. *Europe in the Russian Mirror: Four Lectures in Economic History,* Cambridge, 1970, p. 126; Gerschenkron, A., *Economic Backwardness in Historical Perspective: A Book of Essays*, Belknap Press: Cambridge, MASS, 1962, pp. 232–233.

As indicated in tables 3 and 4, the exogenous shock of a nearly decade long military campaigns (three consecutive wars – the First and the Second Balkan Wars and World War 1) appears surprisingly small. As a result of the huge contribution of arable agriculture to Bulgarian GNP, national income fell by only 1.4 per cent between 1911 and 1921. In per capita terms, however, the picture looks different. Compared with 1911 in 1921, the slump was 14 per cent in 1924. The influx of over 300,000 refugees and the unabated demographic pressure were actually the factors determining the dynamics in the economy. These findings too are inconsistent with Maddison's Bulgarian GDP series.

Table 5

DIFFERENT ESTIMATES FOR THE WAR DECADE IMPACT ON BULGARIAN GNP GROWTH, PER CENT

	GNP decrease 1911–1921, per cent	GNP per capita decrease 1911–1921, per cent
Maddison (2000 and 2001)	30.17	39.32
Maddison (2003)	31.27	40.74
Ivanov (2006)	1.42	13.65

Source: Maddison (2000, 2001 and 2003) and author's calculations.

Maddison's 1911 estimate was based on Popov's work, while the one for 1924 was derived from Chakalov. But it is unclear how Maddison linked his series. The interpretative consequences are serious, however, Maddison's estimates, with their exaggerated prewar growth trend, attach a disproportionate importance to the war – especially when Bulgaria is compared to Greece. By contrast, my revised GNP figures deemphasize the war. It was not the exogenous factors, such as the war shock or even the Great Depression, that retarded Bulgaria, but the unsuccessful structural transformation of agriculture. Indeed, the relative immunity of real output to exogenous shocks is a testimony in itself to the depressing dominance of the self-sufficient arable agriculture in Bulgarian economic activity.

And this brings me to my final point, the balance of priorities in economic policy. In the 1890s and 1900s, the pro-industrialist camp won the industry – agriculture debate decisively. In mid-1890s it managed to install an import-substitution industrial model. At the same time agriculture was left aside and the public interest in its transformation emerged not before the interwar period when the agrarian party formed a government. At the same time, the slow and painful modernisation of the Bulgarian village limited the growth capacity of the inward-orientated industry. The result was depressed economic growth and decreasing per capita income, which widened the gap between Bulgaria and the Western European industrial core.

By the 1930s the emphasis in economic policy had significantly changed in favour of agricultural modernisation. And the comparison of the upward slopes of the economic cycle (1905–1911 and 1934–1940) is very telling. During six consecutive good years before World War 1, the economy achieved 2.16 per cent on an annual basis (0.84 per cent in per capita terms), by comparison with 5.58 per cent in the 1930s growth phase (5.02 per cent per capita).

Table 6

GROWTH RATE OF SELECTED COUNTRIES FROM THE EUROPEAN PERIPHERY IN LATE-1930s

	GNP growth, per cent	GNP per capita growth, per cent
Denmark (1934–1939)	2.19	1.46
Finland (1934–1939)	2.59	1.76
Ireland (1934–1940)	0.74	0.80
Portugal (1934–1940)	-0.37	-1.49
Spain (1934–1940)	-2.31	-3.27
Bulgaria (1934–1940)	**5.58**	**5.02**
Czechoslovakia (1934–1937)	5.36	5.08
Greece (1934–1939)	2.39	1.65
Hungary (1934–1940)	1.91	1.39
Poland (1934–1938)	10.01	9.00
Romania (1934–1938)	2.98	1.61
Yugoslavia (1934–1939)	4.48	3.33

Source: Maddison (2003) and author's calculations for Bulgaria.

During late-1930s with the population explosion over and with the transformation of agriculture well under way (structural change into cash crops, imports of fertilizers and agricultural machinery, research in agronomics and knowledge dissemination, increased literacy levels, *etc.*) the Bulgarian economy achieved the second highest growth rate in the European periphery. Furthermore, the only country that overtook Bulgaria was not a typical peasant economy.

Bulgaria's idiosyncratic experience highlights the difficulties of the agricultural periphery in the pre-1914 period and singles out the agricultural transformation as a key growth factor. Had the countries east of Vienna been faster and more persistent in their efforts in modernising the primary sector, they would have been much better positioned to achieve faster and sustainable economic development.

Appendix

Table A

SOURCES

Economic sector/branch	Sources
1. Arable agriculture	
Cereals	SYBBK
Industrial and oil plants	SYBBK
Pulse	SYBBK
Vegetables	SYBBK
Fodder	SYBBK, Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports
Fruit and brandy	SYBBK, Act on Excise Duties and Brandy Brewing – Darjaven Vestnik, XXV, No. 287, 30–12–1903; Act on the Way of Assessing the Materials for Brandy Production – Darjaven Vestnik, XXX, No. 163. 25–7–1908
Vineyards	SYBBK, Popov, p. 195–197
Rose gardens	SYBBK
Melon fields	SYBBK
Interest on agricultural credits	See *Banks and credit* of this table
seasonal migrants and emigrants	Mishaikov, D., The Population of Bulgaria, Sofia, 1920, pp. 175–177; Bajzharov, P., The External Migration of Bulgaria since the Liberation to 1933, in: Statistical Bulletin of GDS,1934: 5, 235; Danailov, G., Study on the Demography of Bulgaria, Sofia, 1930, pp. 142–146, 336–337; Tabakov, S., The Emigrants' Question: Contribution to the Bulgarian Emigration, Tsarigrad, 1911, pp. 179–180; Hinkov, H., Gardeninig and the Gardeners' Societies from Turnovo Region, SBID, 1900: 2–3, pp. 150–165; Hinkov, H., Gardening (bahchevandjiluk) in Turnovo in Connection with Our Railways, SBID, 1903: 7, pp. 465–473
Milk	Census of Livestock
Meat	Census of Livestock, SYBBK for slaughtered animals between 1921–1924; Chakalov
Eggs	SYBBK, Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports
Wool and hair	SYBBK, Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports
Apiculture	Census of Livestock, Popov, pp. 270–271
Fishing	First Fishermen Convention, Ruse, 1910, pp. 49, 67–68; Jordanov, M., General Review of Our Fishing Economy (from an Economic and Social Point), Stopanska Misal, 1933: 2, pp. 82–100; Darjaven Vestnik (for 1899 and 1905)
Hunting	SYBBK, Chakalov

Home Industry	Census of Livestock, Popov, K., Kasi-Lak Village (An Attempt at a Statistical and Economic Monograph), Sofia, 1909; Chakalov
Rural dwellings	General Results from the Dwellings Census, SYBBK, Mihailov, N., Expensive Life, Civil Servants' Salaries and Wages, SBID, 1923: 4–5, pp. 191–199; Mutafov, H., The Housing Question and the Housing Policy, SBID, 1909: 7– 8, pp. 465 – 487
Forestry	SYBBK, Chakalov
Servants	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census
2. Industry and crafts	
Crafts	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Chakalov
Construction	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Chakalov, State Budget
Protected large industry	SYBBK; Yablansky, D., What Should Be Bulgarian Economic Policy, SBID, 1901: 4–5, pp. 205–249, Investigation 1904, 1909, 1921, BNB Bulletin, Chakalov
Mining and Quarrying	Zagralov, I., The State Mines in Pernik, SBID, 1911: 10, p. 894–945; The Sixty-year Anniversary of the Mines in Pernik; Chakalov; Balance sheets of private mining companies from Darjaven Vestnik, state archive and Jordanov
Petty industry	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Chakalov
3. Transport	
Railways	Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports, SYBBK, State Budget
Post, telegraphs and telephones	Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports, SYBBK, State Budget, SYBBK, State Budget, the Sixty-year Anniversary of the Post, Telegraphs and Telephones
Water communications	Annual Reports of Bulgarian Commercial Shipping Company
Transport services	Results from Population Census, v. 4 Occupational Census; Chakalov
Transport companies	Balance sheets of private transport companies from Darjaven Vestnik, state archives and Jordanov
4. Commerce	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Statistical Bulletin of Bulgarian Railways and Ports; Bulgarian Trade with Foreign Countries; SYBBK, Chakalov
5. Banking and credit	
Private banks	Balance sheets from Darjaven Vestnik, state archives, Jordanov, Banking Review, Commercial Lighthouse and BNB Bulletin
Popular (Raiffeisen) banks	Statistics of the Co-operative Societies in the Bulgarian Kingdom; Commercial Lighthouse

Credit co-operative societies	Statistics of the Co-operative Societies in the Bulgarian Kingdom; Co-operator
State Banks	Annual Reports of BNB, BAB and BCCB; SYBBK
Incomes from capitals	Balance sheets from Darjaven Vestnik, state archives, Jordanov, Banking Review, Commercial Lighthouse and BNB Bulletin; Statistics of the Co-operative Societies in the Bulgarian Kingdom; Co-operator; Annual Reports of BNB, BAB and BCCB; SYBBK; History of the Financial and Credit System, v. 2, Sofia, 1983 p. 389
Insurance companies	SYBBK, Balance sheets from Darjaven Vestnik, state archives, Jordanov, Banking Review, Commercial Lighthouse and BNB Bulletin; History of the Financial and Credit System, v. 2, Sofia, 1983, p. 389
6. Freelance professionals and services	
Freelance professionals	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Chakalov
Hotels, pubs, restaurants	Results from Population Census, v. 4, Occupational Census; Chakalov
7. Urban dwellings	SYBBK, General Results from the Dwellings Census, Mihailov, N., Expensive Life, Civil Servants' Salaries and Wages, SBID, 1923: 4–5, pp. 191–199; Mutafov, H., The Housing Question and the Housing Policy, SBID, 1909: 7–8, pp. 465–487
8. Civil servants	
State civil servants	State Budget; Civil Servants Statistics
Municipal Civil Servants	SYBBK, Vasiliov, T., Budgets of Urban Municipalities for 1911, SBID, 1912: 1, pp. 7–19; Vasiliov, T., Regional Budgets for 1900, SBID, 1899: 11–12, pp. 494–500; Stoyanov, H., Municipal Finances, SBID, 1907: 2–3, pp. 81–148
Funds and autonomous state agencies	SYBBK, State Budget
Pensions	SYBBK, State Budget
State and municipal undertakings	SYBBK, State Budget; Vasiliov, T., Budgets of Urban Municipalities for 1911, SBID, 1912: 1, pp. 7–19; Vasiliov, T., Regional Budgets for 1900, SBID, 1899: 11–12, pp. 494–500; Stoyanov, H., Municipal Finances, SBID, 1907: 2–3, pp. 81–148

Source: see the text.

Notes:

SYBBK – Statistical Yearbook of Bulgarian Kingdom

SBID – Spisanie na Bulgarskoto ikonomichesko drujestvo (a magazine of the Bulgarian Economic Society)

Table B

INCOME FROM CEREALS, 1892–1924

Crop	Output	Sowing seeds	Deduction 35–45 per cent	Net output	Farm gate price	Income
measure	kg	kg	kg	kg	levs/kg	levs
	1	2	3	4	5	6
1892						
Wheat	1111108900	351045373	0	760063527	0.1408	107016945
Rye	226078100	79295876	0	146782224	0.1159	17012060
Mixed cereals	90049200	42159883	0	47889317	0.0339	1623448
Barley	275508800	72850335	91196309	111462156	0.0879	9797523
Oats	94166500	24176303	31495588	38494608	0.0965	3714730
Spelt	14865300	4865666	4499835	5499799	0.0856	470783
Millet	23373700	1138586	10005801	12229313	0.0958	1171568
Maize	608603300	22545968	205120066	380937266	0.0993	37827070
Rice	7400000	813952	0	6586048	0.478	3148131
Buckwheat	16100	4313	0	11788	0.1443	1701
Total	**2451169900**	**598896253**	**342317601**	**1509956046**		**181783959**
1899						
Wheat	588664100	185983398*	0	402680702	0.1616	65073202
Rye	118254200	41477128	0	76777072	0.1240	9520357
Mixed cereals	75133800	35176684	0	39957116	0.1429	5709872
Barley	144789200	38285317	47926747	58577136	0.1166	6830094
Oats	83730600	21496992	28005124	34228485	0.0924	3162712
Spelt	8113900	2655818	2456137	3001945	0.0913	291789
Millet	15116500	736359	6471064	7909078	0.0913	722099
Maize	519763500	19254860	175178024	325330616	0.1024	33443987
Rice	4486600	493497	0	3993103	0.4205	1679100
Buckwheat	39900	10688	0	29213	0.1350	3944
Total	**1558092300**	**345570738**	**260037096**	**952484466**		**126437155**
1905						
Wheat	951163800	203952400*	0	747211400	0.1452	108495095
Rye	180666400	34106300	0	146560100	0.1071	15696587
Mixed cereals	107148000	23363300	0	83784700	0.1223	10246869
Barley	248878500	39348200	94288635	115241665	0.1040	11985133
Oats	136160200	25766500	49677165	60716535	0.0968	5877361
Spelt	8700700	1601000	3194865	3904835	0.0977	381502
Millet	8611600	268300	3754485	4588815	0.1217	558459
Maize	460806700	12501900	156906680	291398120	0.1131	32957127
Rice	4943300	468100		4475200	0.4788	2142726
Buckwheat	5600	1100		4500	0.0950	428
Total	**2107084800**	**341377100**	**307821830**	**1457885870**		**188341286**
1911						
Wheat	1314381200	237268200	0	1077113000	0.1622	174707729
Rye	228413900	41134900	0	187279000	0.1236	23147684
Mixed cereals	110704400	2711400	0	108533000	0.1410	15303153
Barley	269766500	41819700	102576060	125370740	0.1195	14981803
Oats	151263700	26734700	56038050	68490950	0.1082	7410721
Spelt	9386400	1643000	3484530	4258870	0.1139	485085
Millet	12319400	312900	5402925	6603575	0.1164	768656
Maize	777042200	17024500	266006195	494011505	0.1132	55922102
Rice	3023900	361900	0	2662000	0.4927	1311567
Buckwheat	3300	400	0	2900	0.1515	439
Total	**2876304900**	**369011600**	**433507760**	**2074325540**		**294038941**

1921						
Wheat	795751100	204339000	0	591412100	3.8924	2302012458
Rye	154829000	38194400	0	116634600	3.0585	356726924
Mixed cereals	89041000	22309000	0	66732000	3.3406	222924919
Barley	184836300	40679600	64870515	79286185	2.7511	218124224
Oats	96621200	21773300	33681555	41166345	2.2519	92702492
Spelt	5690200	1425100	1919295	2345805	2.4452	5735962
Millet	4323000	189000	1860300	2273700	2.6490	6023031
Maize	416078100	17640100	139453300	258984700	2.6600	688899302
Rice	4523300	440900	0	4082400	17.1566	70040104
Total	**1751693200**	**346990400**	**241784965**	**1162917835**		**3963189417**
1924						
Wheat	672164600	220422800	0	451741800	6.7047	3028793246
Rye	109290100	31763300	0	77526800	5.6972	441685685
Mixed cereals	57763900	19855500	0	37908400	6.5327	247644205
Barley	153872200	39492900	51470685	62908615	4.8654	306075575
Oats	92472600	23783100	30910275	37779225	4.0991	154860821
Spelt	5278400	1303800	1788570	2186030	3.8063	8320686
Millet	6986500	241000	3035475	3710025	4.4790	16617202
Maize	628850000	17231600	214066440	397551960	4.3172	1716311322
Rice	6058400	789100		5269300	22.0493	116184376
Total	**1732736700**	**354883100**	**301271445**	**1076582155**		**6036493119**

Source: col. 1–4 – SYBBK various years, col. 5 – 1899 prices – Popov; 1905–1924 – SYBBK 1929–1930, p. 160–161.

Note: Since there is no official statistics on the sowing seeds input for 1892 and 1899, they are taken as equal to the seeds provisions in 1907 when the harvest was approximately the same in volume as in 1899.

Table C

INCOME FROM INDUSTRIAL AND OIL CROPS, 1892–1924

Crops	Output	Of which: sowing seeds*	Net output	Farm gate price	Income
measure	**kg**	**kg**	**kg**	**levs/kg**	**levs**
	1	**2**	**3**	**4**	**5**
1892**					
Colza	1013000	247877	765123	0.2577	197196
Sesame	14000	3426	10574	0.5268	5570
Anise	51000	12479	38521	0.5487	21136
Fennel	50000	12235	37765	0.3039	11475
Tobacco	2114000	0	2114000	1.1634	2459438
Opium poppy	10	0	10	35.9497	359
Poppy seeds	800	196	604	0.4141	250
Hops	500	0	500	6.1362	3068
Cotton fibre	100000	0	100000	1.8149	181491
Flax seeds	10000	2447	7553	0.4931	3725
Flax fibre	10000	0	10000	2.8245	28245
Hemp seeds	900000	220226	679774	0.6638	451213
Hemp fibre	700000	0	700000	1.3398	937862
Sugar beet	800000	195757	604243	0.0242	14630
Total	**5763310**	**694643**	**5068667**		**4315657**
1899					
Colza	39000	9543	29457	0.2459	7243
Sesame	676100	165439	510661	0.5026	256658
Anise	221800	54274	167526	0.5235	87700

Fennel	48900	11966	36934	0.2899	10707
Tobacco	4026000	0	4026000	1.1100	4468860
Opium poppy	20	0	20	34.2995	686
Poppy seeds	1000	245	755	0.3951	298
Hops	200	0	200	5.8545	1171
Cotton fibre	115200	0	115200	1.7316	199480
Flax seeds	14700	3597	11103	0.4705	5224
Flax fibre	12300		12300	2.6948	33146
Hemp seeds	1248200	305430	942770	0.6333	597057
Hemp fibre	734100	0	734100	1.2783	938400
Sugar beet	9611100	2351798	7259302	0.0231	167690
Total	**16748620**	**2902290**	**13846330**		**6774321**
1905					
Colza	33818500	5079573	28738927	0.2120	6092653
Sesame	1434400	215448	1218952	0.4333	528172
Anise	668100	100349	567751	0.4514	256283
Fennel	27900	4191	23709	0.2500	5927
Tobacco	3918000		3918000	0.9397	3681745
Opium poppy	7		7	29.5700	207
Poppy seeds	300	45	255	0.3407	87
Hops	900		900	5.0473	4543
Cotton fibre	187400		187400	1.4929	279769
Flax seeds	101600	15260	86340	0.4057	35028
Flax fibre	131300		131300	2.3233	305049
Hemp seeds	830700	124772	705928	0.5460	385437
Hemp fibre	854500		854500	1.1021	941744
Sugar beet	22064700	3314140	18750560	0.0200	375011
Total	**64038307**	**8853778**	**55184529**		**12891654**
1911					
Colza	14463500	1706838	12763706	0.2153	2748026
Sesame	881800	104061	778168	0.5390	419433
Anise	725300	85593	640061	0.4958	317342
Fennel	84400	9960	74481	0.4451	33152
Tobacco	10647300	0	10647300	0.9643	10267191
Poppy seeds	800	94	706	0.8353	590
Hops	13	0	13	2.5385	33
Cotton fibre	198800	0	198800	1.9729	392213
Flax seeds	292900	34565	258478	0.3526	91139
Flax fibre	398100	0	398100	1.0807	430227
Hemp seeds	1216400	143547	1073445	0.5582	599197
Hemp fibre	1127100	0	1127100	1.1264	1269565
Sugar beet	65175200	7691325	57515615	0.0228	1311356
Total	**95211613**	**9775984**	**85475972**		**17879463**
1921					
Colza	610100	110733	499367	4.7876	2390769
Sesame	844300	153240	691060	17.9762	12422625
Anise	164900	29929	134971	7.4815	1009783
Fennel	20700	3757	16943	5.2181	88410
Tobacco	1629700	0	16294700	215.7630	3515793356
Opium poppy	1400	0	1400	298.6900	418166
Poppy seeds	162200	29439	132761	14.6940	1950786
Sunflower seeds	2666800	484024	2182776	4.0453	8829983
Cotton fibre	243100	0	243100	42.3300	10290423
Flax seeds	70900	12868	58032	9.2942	539358
Flax fibre	76700	0	76700	30.9576	2374448

Hemp seeds	1382500	250924	1131576	8.6833	9825816
Hemp fibre	1263500	0	1263500	24.6396	31132135
Sugar beet	117476400	21321967	96154433	0.3500	33654052
Total	**120513100**	**22396882**	**118881318**		**3630720108**
1924					
Colza	108900	23174	85726	5.3162	455737
Sesame	1613100	343268	1269832	15.9288	20226905
Anise	174100	37048	137052	18.4704	2531396
Fennel	28600	6086	22514	9.8284	221276
Tobacco	49191400	0	49191400	37.1815	1829010039
Opium poppy	200	0	200	1107.3000	221460
Poppy seeds	74900	15939	58961	14.7810	871507
Sunflower seeds	10622900	2260553	8362347	5.8034	48530044
Cotton fibre	270400	0	270400	63.7316	17233025
Flax seeds	98000	20854	77146	10.9854	847475
Flax fibre	86700	0	86700	52.4151	4544389
Hemp seeds	1142000	243018	898982	15.4569	13895481
Hemp fibre	1209900	0	1209900	37.2415	45058491
Sugar beet	404278400	86030444	318247956	0.9200	292788120
Total	**468899500**	**88980384**	**379919116**		**2276435345**

Source: col. 1–3 –SYBBK various years, col. 4 – 1899 prices – Popov; 1905–1924 prices – SYBBK 1913–1922, pp. 88–89 and SYBBK 1929–30, pp. 160–161.

*Since there is no official statistical information about the sowing seeds input of the industrial and oil plants they are taken to be equal to those for the cereals during the same year.

**Due to missing data on the output volumes in 1892 (except for the colza, the sesame, the anis and the tobacco), they were estimated on the basis of the physical output in the period between 1899 and 1911.

Table D

INCOME FROM VINEYARDS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Grape output, kg	...	366505800	277270400	104632400	106095800	174934200
2. Must output, liters	...	192849000	146218600	55100200	60890300	95879900
3. Must as kg of grape (55 per cent of row 2)	...	106066950	80420230	30305110	33489665	52733945
4. Residual grape, kg (1-3)	...	260438850	196850170	74327290	72606135	122200255
5. National consumption of grape, kg (approx. 15 per cent)	...	37763633	29527526	11892366	12343043	21385045
6. Grape price, BGN/kg	...	0.37	0.1500	0.1600	2.790	5.2200
7. Wine price, BGN/litre	...	0.58	0.3914	0.6564	10.771	10.2173
8. Grape income, BGN	...	13853589	4412889	1919428	34441204	111606409
9. Wine income, BGN	...	67111452	34337976	21700663	393509653	587780221
10. Total	**68757141***	**80965041**	**38750865**	**23620091**	**427950857**	**699386631**

Source: see the text and Table A.

*Due to missing data on the grape output in 1892, it was estimated on the basis of the average physical output during the period between 1899 and 1911.

Table E

INCOME FROM FRUIT AND BRANDY, 1892–1924

	1892***	1899	1905	1911	1921	1924
1. Output, kg						
Plumps	...	14278700	29220200	10948700	28782900	18579100
Apples	...	192500	114300	610200	167200	285600
Pears					32800	111700
Miscellaneous fruit	...	3703900	13087800	9328900	15913500	21106700
1.a. Total	**...**	**18175100**	**42422300**	**20887800**	**44896400**	**40083100**
2. Exports, kg*	15975	15975	2058766	682257	400136	630398
3. Internal consumption, kg**	7000000	6361285	14847805	7310730	15713740	14183950
4. Total consumption (2 + 3)	7015975	6377260	16906571	7992987	16113876	14814348
5. Residual for brandy production, kg (1a - 4)	...	11797840	25515729	12894813	28782524	25268752
6. Brandy, litres	1200000	1179784	2551573	1289481	2878252	2526875
7. Brandy price, reduced by 20 per cent	0.7280	1.0160	1.1120	1.4000	33.9440	39.0320
8. Average fruit price, BGN/kg	0.2425	0.2322	0.2083	0.2938	3.3258	5.09700
9. Brandy income	873600	1198661	2837349	1805274	97699399	98628993
10. Fruit income	1701374	1480800	3521639	2348340	53591529	75508731
11. Total	**2574974**	**2679460**	**6358987.8**	**4153613.4**	**151290928**	**174137724**

Source: see the text and Table A.

*Dried fruit are assumed to be 50 per cent of the fresh.

**Based on Chakalov who envisaged 35 per cent internal consumption in 1924.

***Due to missing data about the fruit output in 1892, it was estimated on the basis of the average physical output during the period between 1899 and 1911.

Table F

INCOME FROM FODDER, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Exports, BGN	...	1744	5513	9482	248441	696552
2. Transported by railways, BNG	...	4562	637421	1973997	991990	29085643
3. Total consumption, BGN (1 + 2)	...	6306	642934	1983479	1240431	29782195
4. Fodder price, reduced by 15 per cent, BGN/kg*	...	0.0369	0.0374	0.0382	0.9296	1.5448
5. Income, BGN	4500**	5360	546494	1685957	1054366	25314866

Source: see the text and Table A.

*For calculating the real income of the producers, Chakalov decreased the prices with 15 per cent.

**Due to missing data on the fodder output in 1892, it was estimated on the basis of the average physical output during the period between 1899 and 1911.

Table G

INCOME FROM PULSE, VEGETABLES, MELON FIELDS AND ROSE GARDENS, 1892–1924

	1892***	1899	1905	1911	1921	1924
Pulses						
Output, kg						
Beans	...	9042400	27220900	54053400	28879600	49752200
Beans planted among other crops	...	0	0	0	7816100	11015800
Lentils	...	0	0	6080000	1535700	3229700
Broad beans, peas, chick peas	...	0	0	1677400	727900	1183300
Potatoes	...	20873200	8171000	13866100	28299600	34443500
Sowing seeds						
Beans	...	2212675	4088579	6352518	5241647	10587268
Beans planted among other crops	...	0	0	0	1418622	2344162
Lentils	...	0	0	714540	278730	687280
Broad beans, peas, chick peas	...	0	0	197133	132114	251806
Potatoes	...	5107672	1227284	1629586	5136377	7329577
Net output						
Beans	...	6829725	23132321	47700882	23637953	39164932
Beans planted among other crops	...	0	0	0	6397478	8671638
Lentils	...	0	0	5365460	1256970	2542420
Broad beans, peas, chick peas	...	0	0	1480267	595786	931494
Potatoes	...	15765528	6943716	12236514	23163223	27113923
Farm gate price, BGN/kg						
Beans	...	0.1898	0.3042	0.3102	4.1442	7.4861
Beans planted among other crops	...	0.1898	0.3042	0.3102	4.2990	7.3052
Lentils	...	0.1883	0.2376	0.2589	3.8157	6.149
Broad beans, peas, chick peas	...	0.1883	0.2256	0.2562	3.1540	6.1719
Potatoes	...	0.0978	0.1109	0.1411	1.4399	2.6171
Income, BGN						
Beans	...	1296282	7036852	14796814	97960403	293192596
Beans planted among other crops	...	0	0	0	27502757	63348048
Lentils	...	0	0	1389118	4796222	15633340
Broad beans, peas, chick peas	...	0	0	379244	1879110	5749086
Potatoes	...	1541869	770058	1726572	33352724	70959848
Total pulse	**1525401**	**2838150**	**7806910**	**18291748**	**165491216**	**448882919**
Vegetables						
Net production						
Cabbage	53000000	61938100	36775100	52907000	31872800	32775400
Onion	6042432	8568244	11092439	16083408	8862800	9869900
Onion seeds*	700000	732900	543400	0	0	0
Peppers	0	0	0	0	7805100	9619700
Tomatoes	0	0	0	0	2950600	3810500
Miscellaneous vegetables, kg	0	0	0	0	22359700	18546700
Miscellaneous vegetables, BGN		1340000	2102202	4734212	38625652	52902203
Farm gate price, BGN/kg						
Cabbage	0.0923	0.1081	0.1109	0.1411	1.7569	2.1142
Onion	0.1100	0.0976	0.1251	0.1078	2.8138	3.2236
Onion seeds	0.0802	0.0712	0.0473	0.0719		

Peppers		0.0438		0.0756	1.9519	2.8607
Tomatoes				0.0650	1.6775	2.6998
Miscellaneous vegetables, kg				0.0669	1.7274	2.8524
Miscellaneous vegetables, BGN				0.0669	1.7274	2.8524
Income, BGN						
Cabbage	4891900	6695509	4078359	7465178	55997322	69293751
Onion	664667	836261	1387664	1733791	24938147	31816610
Onion seeds	56172	52182	25703	0	0	0
Peppers	0	0	0	0	15234775	27519076
Tomatoes	0	0	0	0	4949632	10287588
Miscellaneous vegetables, kg	0	0	0	0	38624146	52902607
Miscellaneous vegetables, BGN	0	1340000	2102202	4734212	0	0
Total vegetables	**5612739**	**8923952**	**7593928**	**13933181**	**139744021**	**191819631**
Melon fields						
Output, BGN	**2832000**	**3113415**	**4418774**	**6895161**	**120370023**	**212223971**
Rose gardens						
Output rose attar, muskals**	400000	445602	894464	653730	276061	372909
Farm gate price BGN/muskal	4.6630	4.4583	3.35	8.63	86.72	150.74
Income, BGN	**1865181**	**1986627**	**2996454**	**5641690**	**23940010**	**56212303**

Source: see the text and Table A.

*Sowing seeds provisions are made only for the onion. They are estimated to be equal to those for cereals in the respective year.

**Muskal – an oriental measure for rose oil, equal approx, to 5 grams.

***Due to missing data on the output in 1892, it was estimated on the basis of the average physical output during the period between 1899 and 1911.

Table H

INCOME FROM MILK, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Number of beasts						
Buffaloes over 3 years for breeding or milking	75917	90364	126145	114394	114624	114760
Buffaloes over 3 years for harnessing	40878	48657	42760	37744	35554	70610
Cows over 3 years for breeding or milking	284561	287450	480867	399794	346246	395037
Cows over 3 years for harnessing	153225	154781	131520	166002	226294	227430
Female sheep over 1 year	5136091	5241984	6114730	6984072	6508945	6592334
Female goats over 1 year	992185	1124011	1156479	1194567	989478	1008598
2. Average milk yield, litres/beast						
Buffaloes over 3 years for breeding or milking	700	700	750	750	700	800
Buffaloes over 3 years for harnessing	300	300	350	350	300	400
Cows over 3 years for breeding or milking	900	900	950	950	900	1000
Cows over 3 years for harnessing	375	375	400	400	375	425
Female sheep over 1 year	20	20	25	25	20	28
Female goats over 1 year	30	30	35	35	30	40

3. Milk output, litres						
Buffaloes over 3 years for breeding or milking	53141900	63254490	94608750	85795286	80236500	91808229
Buffaloes over 3 years for harnessing	12263400	14597190	14966000	13210550	10666243	28243829
Cows over 3 years for breeding or milking	256104900	258705135	456823650	379804029	311621271	395037429
Cows over 3 years for harnessing	57459375	58042819	52608000	66400629	84860196	96657932
Female sheep over 1 year	102721820	104839669	152868250	174601789	130178903	184585340
Female goats over 1 year	29765550	33720324	40476765	41809850	29684327	40343931
Total	511456945	533159627	812351415	761622132	647247441	836676689
4. Milk price, reduced by 15 per cent, BGN/litre						
Cow and buffalo milk	0.1792	0.1680	0.1890	0.2380	4.6410	6.5590
Sheep milk	0.1487	0.1394	0.1568	0.1975	3.8520	5.4439
Goat milk	0.0896	0.0840	0.0945	0.1190	2.3205	3.2795
5. Income, BGN						
Cow and buffalo milk	67911348	66292738	116992210	129760097	2261950122	4012451314
Sheep milk	15278433	14618843	23980442	34490837	501453039	1004877053
Goat milk	2666993	2832507	3825054	4975372	68882481	132307923
Total	**85856774**	**83744089**	**144797706**	**169226307**	**2832285642**	**5149636290**

Source: see the text and Table A.

Table I

INCOME FROM MEAT, 1899–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
*1. Number of beasts (male for breeding excluded)**						
Oxen and cows**	1267598	1459270	1518194	1464171	1535012	1590904
Calves under 6 months	76418	97913	112674	106294	174310	157715
Buffaloes	263994	441758	531038	439395	419611	431504
Buffalo calves under 6 months	45502	70107	80841	63259	84291	83355
Sheep***	6458781	6622679	7683877	8277214	8124602	8065261
Lambs under 6 months	114267	116722	130166	150186	459563	428093
Goats	1170416	1303515	1297843	1369350	1174579	1164227
Kids under 6 months	28062	31254	24947	35142	90647	74464
Pigs****	235176	188578	212396	287510	545796	548657
Piglets under 6 months	219190	175759	232948	273233	498811	431633
Poultry	3237358	4562452	6408260	8549371	7764675	9176594
2. Slaughtered beasts, settlements with 25 per cent of population, numbers						
Oxen and cows**	33910	39038	40614	39169	34430	49435
Calves under 6 months	4499	5765	6634	6258	5790	13332
Buffaloes	5009	8382	10076	8337	34430	49435
Buffalo calves under 6 months	821	1265	1459	1141	5790	13332
Sheep***	131337	134670	156249	168315	140152	188881
Lambs under 6 months	112751	115173	128439	148194	388743	482706
Goats	18456	20555	20466	21593	19373	17515
Kids under 6 months	16072	17900	14288	20127	34405	57034
Pigs****	15160	12156	13692	18534	35988	34560
Piglets under 6 months	413	331	439	515	1104	671
Poultry	2116705	2983101	4189960	5589898	5076834	6000000

3. Slaughtered meat, settlements with 25 per cent of population, kg						
Oxen and cows**	4747450	5465304	5685990	5483661	4881719	6657922
Calves under 6 months	233952	299759	344947	325416	287265	694945
Buffaloes	806447	1349482	1622214	1342263	1207073	1420433
Buffalo calves under 6 months	50903	78429	90437	70768	87858	93864
Sheep***	1838723	1885383	2187491	2356405	1989922	2731096
Lambs under 6 months	732882	748626	834855	963259	2706402	3166190
Goats	295300	328881	327450	345491	312884	284964
Kids under 6 months	96434	107401	85728	120765	217923	329056
Pigs****	1273463	1021136	1150109	1556844	2645612	2911769
Piglets under 6 months	4336	3477	4608	5405	13779	7105
Poultry	4233411	5966203	8379919	11179796	10153669	12000000
4. Meat in the whole country, kg						
Oxen and cows**	7273139	8372898	8710991	8401022	7478840	10200000
Calves under 6 months	3299158	4227147	4864380	4588962	4050964	9800000
Buffaloes	2356152	3942707	4739532	3921616	3526638	4150000
Buffalo calves under 6 months	2250568	3467566	3998484	3128859	3884457	
Sheep***	22163547	22725968	26367510	28403566	23986060	32920000
Lambs under 6 months	7620033	7783727	8680282	10015348	28139421	
Goats	6424874	7155507	7124371	7516900	6807459	6200000
Kids under 6 months	1816993	2023620	1615260	2275426	4106057	
Pigs****	22326327	17902536	20175786	27296371	46466186	51000000
Piglets under 6 months	4233411	5966203	8379919	11179796	10153669	12000000
5. Meat price, BGN/kg reduced by 25 per cent						
Oxen and cows**	0.36	0.36	0.50	0.68	14.27	16.46
Calves under 6 months	0.42	0.42	0.56	0.77	15.79	21.46
Buffaloes	0.36	0.36	0.50	0.68	14.27	16.46
Buffalo calves under 6 months	0.42	0.42	0.56	0.77	15.79	21.46
Sheep***	0.39	0.40	0.53	0.74	14.70	19.06
Lambs under 6 months	0.40	0.42	0.50	0.71	13.99	19.55
Goats	0.41	0.29	0.40	0.62	12.57	17.09
Kids under 6 months	0.32	0.29	0.40	0.62	12.57	17.09
Pigs****	0.57	0.55	0.67	0.91	17.26	26.75
Piglets under 6 months	0.57	0.55	0.67	0.91	17.26	26.75
Poultry	0.41	0.41	0.53	0.74	14.76	20.06
6. Meat income, BGN						
Oxen and cows**	2585601	3051921	4377273	5733697	106685654	167917500
Calves under 6 months	1380698	1775402	2699731	3544973	63979401	210322371
Buffaloes	837612	1437117	2381615	2676503	50307491	68319375
Buffalo calves under 6 months	941863	1456378	2219159	2417044	61349661	0
Sheep***	8610538	9135839	14040699	20876621	352595080	627372900
Lambs under 6 months	3078798	3269165	4361842	7060820	393600153	0
Goats	2630986	2103719	2831937	4622893	85594033	105932132
Kids under 6 months	575078	594944	642066	1399387	51627773	0
Pigs****	12759496	9855346	13467337	24771456	801890198	1364377500
Piglets under 6 months	1735698	2437194	4409933	8231125	149897239	240729588
Total income	**35136368**	**35117025**	**51431591**	**81334520**	**2117526683**	**2784971366**

Source: see the text and Table A.

*The number of beasts is interpolated using the livestock censuses.

**Bulls for service are excluded.

***Rams are excluded.

****Boars are excluded.

Table J

INCOME FROM EGGS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Exported eggs, kg	294131	28488	117205	153695	2686321	9256844
2. Transported by railways, kg	4000000	4041290	10254890	19608250	7931000	18834000
3. Total consumption (1+2)	4294131	4069778	10372095	19761945	10617321	28090844
4. Correlation (3/Chakalov, p. 33*)	88.996	88.996	88.996	88.996	88.996	88.996
5. Egg consumption, kg (3 x 4 per cent), rounded up	3800000	3500000	9000000	17000000	9500000	25000000
6. Number of eggs *per* kg	20	20	20	20	20	20
7. Egg consumption, number	76000000	70000000	180000000	340000000	190000000	500000000
8. Egg price, BGN/number, reduced by 20 per cent and rounded up	0.025	0.03	0.037	0.04	1.00	1.50
9. Income, BGN (7 x 8)	**1900000**	**2100000**	**6660000**	**13600000**	**190000000**	**750000000**

Source: see the text and Table A.
* The correlation in 1924 is also used for the previous years.

Table K

INCOME FROM WOOL AND GOATHAIR, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924*
1. Number of beasts						
1.a. Sheep	5135458	5245791	6114730	6984072	6508945	6592334
1.b. Goats	1019727	1130425	1156479	1194567	989478	1008598
2. Average output per animal, kg/year						
2.a. Sheep	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
2.b. Goats	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35
3. Output, kg						
3.a. Wool	6419323	6557239	7643413	8730089	8136181	8240417
3.b. Hair	356904	395649	404768	418099	346317	353009
4. Price, BNG/kg						
4.a. Unwashed wool	1.6005	1.4761	1.9136	2.1055	46.9146	76.0563
4.b. Wool reduced by 20 per cent	1.2804	1.1808	1.5308	1.6844	37.5316	60.8450
4.c. Hair (70 per cent of 4. b)	1.12035	1.0332	1.3395	1.4738	32.8402	53.2394
5. Income, BGN						
5.a. Wool (3.a x 4.b)	8219301	7743313	11701147	14704963	305364558	501388500
5.b. Hair (3.b x 4.c)	399858	408812	542194	616214	11373131	18794012

Source: see the text and Table A.
* The correlation in 1924 is also used for the previous years.

Table L

INCOME FROM APICULTURE AND COCOONS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Apiculture						
1. Bee hives, number	190000	200000	239077	381406	332222	333429
2. Honey output, kg	1197000	1260000	1614000	2311000	2093000	2100601
3. Wax output, kg	95000	100000	120600	178500	166111	166714
4. Price, BGN/kg						
4. a. Honey	1.8254	1.7414	1.0799	2.5781	61.5813	83.0998
4. b. Wax	3.7384	3.5665	5.1600	5.2801	126.1201	170.1905
Income, BGN						
Honey (2 x 4. a)	2184966	2194221	1743000	5958100	128889708	174559510
Wax (3 x 4. b)	355148	356652	622300	942500	20949950	28373197
Total apiculture	**2540114**	**2550874**	**2365300**	**6900600**	**149839658**	**202932707**
Cocoons						
Output, kg	1000000	807719	1857009	1777123	1200000	1600000
Average market price, BGN/kg	2.6	2.50	2.49	2.60	35.00	100.00
Total output, BGN	2600000	2019298	4623952	4620520	42000000	160000000
25 per cent production expenses	650000	504824	1155988	1155130	10500000	40000000
Net income, BGN	**1950000**	**1514473**	**3467964**	**3465390**	**31500000**	**120000000**

Source: see the text and Table A.

Table M

INCOME FROM FORESTRY, 1892–1924

	1892*	1899*	1905**	1911	1921	1924
1. Output, BGN						
*1. a. Hardwood****						
State forests	713644	830319	1112273	3080451	6253042	11629962
Municipal forests	1428603	1631577	1812023	4771905	17143884	22583484
Private forests	1222176	1384944	1282284	10370964	30005272	30019968
Total	**3364422**	**3846841**	**4206579**	**18223320**	**53402198**	**64233414**
1. b. Softwood						
State forests				1673446	26870780	22601592
Municipal forests				1165263	4193980	34982640
Private forests				457491.9	3360000	7898604
Total				**3296201**	**34424760**	**65482836**
1. c. Fire wood						
State forests	761321	865425	777856	1443933	12576979	9444150
Municipal forests	2469004	2806619	2381464	11211612	57445630	49139619
Private forests	2418308	2748990	2279869	8665928	54046792	31626690
Total	**5648633**	**6421034**	**5439189**	**21321473**	**124069401**	**90210459**
1. d. Charcoal						
State forests	6302721	7164563	5912936	7222953	386545600	175187340
Municipal forests	19781528	22486476	16388002	26871099	1641830240	96752490
Private forests	4347548	4942037	8928007	20717762	681383360	126672014
Total	**30431797**	**34593076**	**31228945**	**54811814**	**2709759200**	**398611844**
2. Total income, BGN**	**27330375**	**31078744**	**28244593**	**62529357**	**2138267580**	**408922238**
3. Incomes from public forests, BGN	690330	690330	1150299	2567637	57884342	116642251
4. Net income, BGN (2-3)	**26640045**	**30388414**	**27094294**	**59961720**	**2080383238**	**292279987**

Source: see the text and Table A.

*Due to the lack of data the output in 1892 and 1899 is taken to be equal to that in 1901 given by SYBBK. Prices in 1892 and 1899 are retropolated from the ones in 1902 using the retail price index.

**Due to the lack of data the output in 1905 is taken to be equal to that in 1902 given by SYBBK. Prices are retropolated from the ones in 1902 using the retail price index.

***Before deduction of 50 per cent of the timber and 25 per cent of the char coal.

****After the deduction of prices with respectively 25 and 50 per cent (see also note ***).

Table N

INCOME FROM HOME INDUSTRY, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924*
1. Female peasants 16 – 60 years of age, number	987642	875673	982445	1086718	1329528	1255000
2. Days for home industry (per cent of total 300 days)	35	35	35	35	25	21.5
3. Days for home industry	140	140	140	140	110	100
4. Total number of days (1 x 3)	138269880	122594164	137542300	152140520	146248080	125500000
5. 50 per cent labourer's daily wage, BGN	0.90	0.70	0.80	1.00	20.00	32.00
6. Income, BGN (4 x 5)	**124442892**	**85815915**	**110033840**	**152140520**	**2924961600**	**4016000000**

Source: see the text and Table A.

* The data for 1924 is from Chakalov (Chakalov, pp. 39–41).

Table O

INCOME FROM RURAL DWELLINGS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924*
1. Buildings, number						
1. a. Group A (for living)	...	488848	526282	566073	654737	688625
1. b. Group B (more profitable buildings)	...	19114	22965	25808	23537	26592
2. Annual rent (1/2 of the city rents)						
2. a. Group D	...	132.5	157.5	195	1067.5	1682.5
2. b. Group B	...	265	315	390	2135	3365
3. Annual income, BGN						
3. a. Group A	...	64772373	82889336	110384138	698931748	1158611563
3. b. Group B	...	5065290	7233817.5	10064964	50252136	89482753
4. 5 per cent redemptions	...	3491883	4506158	6022455	37459194	62404716
5. Net income, BGN (3 - 4)	**122578148****	**66345780**	**85616996**	**114426646**	**711724689**	**1185689600**

Source: see the text and Table A.

*The date for 1924 is from Chakalov (Chakalov, pp. 39–41).

**Author's estimate based on the next years.

Table P

INCOME FROM FISHING AND HUNTING, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Fish draught, kg	2000000	1413639	1800000	1900000	1859879	4134039
Average fish price, BGN/kg reduced by 25 per cent	0.7285	0.6300	0.7725	0.8625	15.4675	25.4200
Income, BGN	**1457000**	**890593**	**1390500**	**1638750**	**28767678**	**105087271**
Exports of furs, BGN	143801	154997	332995	226128	8524297	23519486
Income of hunting, BGN (author's estimate)	**190000**	**200000**	**400000**	**300000**	**10000000**	**30000000**

Source: see the text and Table A.

Table Q

INCOME FROM SERVANTS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Servants, number	47959	42132	31943	22076	18953	19374
Average annual salary of labourer and mason, BGN	141.56	95.00	1067.50	1477.50	26642.50	47097.50
Servant's annual salary, BGN	140.00	95.00	105.00	145.00	2500.00	3600.00
Income, BGN	**6714260**	**4002540**	**3354015**	**3201020**	**47382500**	**69746400**

Source: see the text and Table A.

Table R

INTEREST ON AGRICULTURAL CREDITS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Total bank credits, BGN	78917268	185186240	159557508	435590066	3995739164	7972003992
Agricultural credits, BGN	44197513	85584816	71283913	150377216	1096493204	2678123255
Interest on agricultural credits, BGN	3744577	7233975	5872282	11352942	86339610	269023385
Money lender's share in agricultural credits, per cent	45	42	40	40	33	33
Interest paid to money lenders, BGN	1533188	2621853	2060559	3842993	26084224	79592782
Total interest on agricultural credits, BGN	**5429636**	**10272245**	**8221195**	**15894118**	**114831682**	**357801102**

Source: see the text and Table A.

Table S

INCOMES AND EXPENSES OF GARDENERS AND EMIGRANTS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Gardeners, number*	5000	10000	20000	40000	40000	40000
Emigrants sending remittance, number**	7000	10689	16195	17000	9000	8000
Annual savings/remittances (BGN)						
Gardners	750	700	800	1000	1400	1600
Emigrants	380	350	400	500	700	800
1. Total remitances, BGN	6410000	10741150	22478000	48500000	62300000	70400000
2. Total expences of gardeners and emigrants, BGN	1923000	3222345	6743400	14550000	18690000	21120000
Net income (1-2)	**4487000**	**7518805**	**15734600**	**33950000**	**43610000**	**49280000**

Source: see the text and Table A.

*After World War 1 the information about gardeners disappeared. This, however, should not be understood as an end of the seasonal migrations but probably as a decrease in its numbers.

**When calculating the number of emigrants during 1920s I include remittances sent to the new emigrants (30,000 people) plus roughly 10,000 from the pre-World War 1 emigration.

Table T

TOTAL NET INCOME FROM AGRICULTURE, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Cereals	181783959	126437155	188341286	294038941	3963189417	6036493119
Industrial crops	4315657	6774321	12891654	17879463	3630720108	2276435345
Vineyards	1525401	2838150	7806910	18291748	165491216	448882919
Fruit and brandy	5612739	8923952	7593928	13933181	139744021	191819631
Legumen	4500	5360	546494	1685957	1054366	25314866
Vegetables	2574974	2679460	6358988	4153613	151290928	174137724
Melon fields	68757141	80965041	38750865	23620091	427950857	699386631
Rose gardens	1865181	1986627	2996454	5641690	23940010	56212303
Fodder	2832000	3113415	4418774	6895161	120370023	212223971
Milk	85281840	83744089	144797706	169226307	2832285642	5149636290
Meat	35136368	35117025	51431591	81334520	2117526683	2784971366
Eggs	1900000	2100000	6660000	13600000	190000000	750000000
Wool	8219301	7743313	11701147	14704963	305364558	501388500
Hair	399858	408812	542194	616214	11373131	18794012
Apiculture	2540114	2550874	2365300	6900600	149839658	202932707
Cocoons	1950000	1514473	3467964	3465390	31500000	120000000
Forestry	26640045	30388414	27094294	59961720	2080383238	292279987
Home industry	124442892	85815915	110033840	152140520	2924961600	4016000000
Rural dwellings	122578148	66345780	85616996	114426646	711724689	1185689600
Fishing	1457000	890593	1390500	1638750	28767678	105087271
Hunting	190000	200000	400000	300000	10000000	30000000
Servants	6714260	4002540	3354015	3201020	47382500	69746400
Gardeners and emigrants	4487000	7518805	15734600	33950000	43610000	49280000
Interest paid	5429636	10272245	8221195	15894118	114831682	357801102
Total income, BGN	**685778742**	**551791870**	**726074306**	**1025712377**	**19993638643**	**25038911540**

Source: see the text.

Table U

INCOME FROM HANDCRAFTS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Craftsmen, number						
Masters	75000	67450	53450	53100	60700	62150
Journeymen	21000	18700	20000	16000	22000	22800
Apprentices	25000	20980	31680	19745	24025	24050
Annual Income, BGN						
Masters	858	727	817	1168	20758	25341
Journeymen	273	225	253	206	6135	23500
Apprentices	188	156	175	143	4243	16250
Income, BGN						
Masters	64360426	49009133	43691333	62031236	1260022418	1574943150
Journeymen	5724205	4214501	5055696	3302491	134977946	535800000
Apprentices	4712175	3269607	5537601	2818151	101926951	390812500
Total	**74796806**	**56493241**	**54284630**	**68151878**	**1496927316**	**2501555650**

Source: see the text and Table A.

Table V

INCOME FROM MINING AND QUARRYING, 1892–1924

	1892*	1899	1905	1911	1921	1924
1. State mines						
1.a. Wages and salaries, BGN	170000	347684	491840	1278760	30258990	88000000
1.b. Net profits, BGN	67900	75236	351287	830000	27000000	95000000
1.c. Income, BGN	***237900***	***422920***	***843127***	***2108760***	***57258990***	***183000000***
2. Private mines						
2.a. State mines' output, kg	...	102555000	171182000	251605000	871793000	1085935000
2.b. Private mines' output, kg	...	2593000	1817000	17000000	39871000	128905000
2.c. Correlation 2.a/2.b	2.5	2.53	1.06	6.76	4.57	11.87
2.d. Income, BGN (1.c x 2.c per cent)	**5948**	**10693**	**8949**	**142481**	**2618710**	**21722861**
3. Metal mines						
3.a. Ore exports, BGN	14137	218966	44430	639245	20736358	20800000
3.b. Income, BGN (3.a x 71.2 per cent)	**4071**	**63062**	**12796**	**184103**	**5972071**	**6000000**
Total	**247919**	**496675**	**864872**	**2435343**	**65849771**	**210722861**

Source: see the text and Table A.

*Due to the lack of any statistical information for the mining industry in 1892, the income is estimated on the basis of the ratio between the incomes from public property and those from mining in 1899 (approx, 2 per cent). Cf. SYBBK, 1912, p. 377).

Table W

INDUSTRIAL OUTPUT, 1892–1909

	1892	1899	1905	1909
1. Coal output, BGN (state and private)	1783837	4353127	6745231	10727645
2. Coal and coke imports, BGN	452263	725316	988424	2777196
3. Total consumption, BGN (1 + 2)	2236100	5078443	7733655	13504841
4. Coal fuel for industry as per cent of row 3*	0.0825	0.1021	0.1264	16.9783
5. Consumption of coal fuel for industry (3 x 4)	184478	518509	977534	2292892
6. Coal fuel/industrial output correlation**	38.00	36.00	34.00	32.43
7. Industrial output, BGN (5 x 6)	**7010173**	**18666326**	**33236156**	**74364497**

Source: see the text and Table A.

* Protected industry's share in the coal and coke consumption is taken from the 1909 industrial census and is decreased backwards on an arbitrary basis taking into account the growth rate in the number of the protected factories.

**This correlation is determined by the ratio between the consumed coal and coke (row 5) and the total output (row 7) in 1909. This ratio is then back-casted on an arbitrary basis taking into account the rate of technological development.

Table X

INCOME FROM PROTECTED LARGE INDUSTRY, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Protected industry output, BGN	7010173	18666326	33236156	111070721	2053429203	
2. Tobacco industry output, BGN	9178400	15113923	16269090	25500118	953548758	
3. Total large industry output, BGN	16188573	33780249	49505246	136570839	3006977961	5458000000
Deductions, BGN						
Total expenses	...	14533064	25359889	67139710	1347630119	3664000000
Paid interest	...	1980520	2902470	8007085	120391599	320000000
Redemptions	...	1794373	2164842	5744267	171782802	260000000
Income transferred abroad		242200	284522	735000	133608846	200000000
	1942629*	18550157	30711723	81626062	1773413366	4444000000
Total Income	**7102995**	**15230092**	**18793524**	**54944777**	**1233564596**	**1014000000**

Source: see the text and Table A.

*Due to the lack of any information for 1892, I was compelled to resort to the ratio between the total value of deductions and the value of protected industry.

Table Y

INCOME FROM PETTY INDUSTRY, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Factory owners, number	10000	12550	14050	15550	14000	13150
Average daily income, BGN	5.37	4.44	4.98	6.54	120.87	194.40
Average annual income, BGN	1288.8	1065.60	1195.20	1569.60	29008.80	46656.00
Total income, BGN	12888000	13373280	16792560	24407280	406123200	613526400
Workers, number	9680	12020	13320	14580	13000	12300
Average daily income, BGN	1.79	1.48	1.66	2.18	40.29	64.80
Average annual income, BGN	429.60	355.20	398.40	523.20	9669.60	15552
Total income, BGN	4158528	4269504	5306688	7628256	125704800	191289600
Total Income	**17046528**	**17642784**	**22099248**	**32035536**	**531828000**	**804816000**

Source: see the text and Table A.

Table Z

INCOME FROM CONSTRUCTION, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. State construction (regular and extraordinary budgets), BGN*	4226300	4053307	3773000	30216460	137001300	240000000
2. Municipal construction, BGN	7000000	9229919	7020612	5490649	43807928	124000000
3. Total public construction	11226300	13283226	10793612	35707109	180809228	364000000
4. Private construction						
4.a. Newly built buildings, number	...	4656	4656	13346	47870	47870
4.b. Average building price**	...	1263.60	1563.78	2403.49	56708.20	71809.93
4.c. Private construction, BGN	3704679***	5883332	7280945	32076971	2714621497	3437541277
5. Total construction, BGN	14930979	19166558	18074556	67784081	2895430725	3801541277
6. Income of constructors (10–15 per cent)	1493098	1916656	2711183	10167612	289543072	380154128
7. Builders (workers), number	2500	2700	2900	2900	2800	4000
8. Mason's wage, BGN	2.74	2.32	2.61	3.73	66.28	123.59
9. Average annual wage, BGN	477	406	457	653	11599	21628
10. Builders' income, BGN	1191900	1096200	1324575	1892975	32477200	86512000
Total income (6 + 10)	**2684998**	**3012856**	**4035758**	**12060587**	**322020272**	**466666128**

Source: see the text and Table A.

*Extra ordinary credits for railways construction are also included.

**The average price of a newly built house for 1892–1911 is taken from Popov. For 1921 and 1924 it is extrapolated on the basis of the construction price index fluctuations (average prices of bricks, lime, tiles, boards and beams).

***Due to the lack of data on the private constructions in 1892, they are assumed to be 28 per cent from the public ones. It is retropolated from those of the period between 1899 and 1911 (30.7 per cent, 40.3 per cent and 47.3 per cent respectively).

Table AA

TOTAL INCOME FROM INDUSTRY AND CRAFTS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Crafts	74796806	56493241	54284630	68151878	1496927316	2501555650
Mining	247919	496675	864872	2435343	65849771	210722861
Large industry	7102995	15230092	18793524	54944777	1233564596	1014000000
Petty industry	17046528	17642784	22099248	32035536	531828000	804816000
Construction	2684998	3012856	4035758	12060587	322020272	466666128
Total	**101879246**	**92875648**	**100078032**	**169628122**	**3650189955**	**4997760639**

Source: see the text and Table A.

Table AB

INCOME FROM RAILWAY TRANSPORT, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Incomes	3500000	5118021	11124398	27674597	384555337	892131508
2. Working expenses	1706480	4275902	7565940	17774109	309834488	580314876
3. Salaries	2695450	1700629	4601482	10302147	165286635	366802403*
4. Gross income (1 - 2)	1793520	842119	3558458	9900488	74720849	311816632
5. Net income, BGN (4 + 3)	**4488970**	**2542748**	**8159940**	**20202635**	**240007484**	**678619035**

Source: see the text and Table A.

*There is a small discrepancy between the values of the salaries as published by Chakalov, p. 82 (303 m. levs), and in the budget (367 m. levs).

Table AC

INCOME FROM POSTS, TELEGRAPHS AND TELEPHONES, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Incomes	1456400	2101542	3476683	5964588	54703564	235000000
2. Working expenses	932900	917210	1075696	2046668	36970000	179000000
3. Salaries	1623720	2297696	2378226	8067140	48425970	136000000
4. Gross income (1 - 2)	523500	1184332	2400987	3917920	17733564	56000000
5. Net income, BGN (4 + 3)	**2147220**	**3482028**	**4779213**	**11985060**	**66159534**	**192000000**

Source: see the text and Table A.

Table AD

INCOME FROM WATER TRANSPORTATION, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Incomes	...	484241	935300	1203425	28774325	40091123
2. Working expenses	...	339140	676551	793151	28400985	38797298
3. Salaries	...	81279	146591	344153	7384256	10000000
4. Gross income (1 - 2)	...	145101	258749	410274	373340	1293825
5. Net income, BGN (4 + 3)	**0***	**226380**	**405340**	**754427**	**7757596**	**11293825**

Source: see the text and Table A.

*Bulgarian Commercial Shipping Company was founded in 1892 and I assume that there was no income for that year.

Table AE

INCOME FROM TRANSPORT SERVICES AND COMPANIES, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Carters and cabmen, number	6000	6000	7000	6000	9000	10000
Daily wage, BGN	2.506	2.08	2.32	3.05	56.41	93.00
Annual salary, BGN	627	518	581	763	14102	23250
Income, BGN	3759000	3108000	4067000	4578000	126913500	232000000
Porters, number	30	31	120	860	6049	5607*
Daily wage, BGN	1.79	1.45	1.66	2.18	40.29	64.80
Annual salary, BGN	465	385	432	567	10475	16848
Income, BGN	13962	11929	51792	487448	63365695	94466736
Total income, BGN	**3772962**	**3119929**	**4118792**	**5065448**	**190279195**	**326466736**
Transportation companies	**0**	**0**	**0**	**0**	**20000000**	**10000000**

Source: see the text and Table A.

*For 1924 Chakalov reckons 5 times more porters (1450 people). I am not inclined to accept this data since it is contradictory to the occupational census data.

Table AF

TOTAL INCOME FROM TRANSPORT AND COMMUNICATIONS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Railways	4488970	2542748	8159940	20202635	240007484	678619035
Postal services	2147220	3482028	4779213	11985060	66159534	192000000
Water transportation	0	226380	405340	754427	7757596	11293825
Transport services (carts)	3772962	3119929	4118792	5065448	190279195	326466736
Transportation companies	0	0	0	0	10000000	20000000
Car companies	0	0	0	0	0	35000000
Total	**10409152**	**9371085**	**17463285**	**38007570**	**514203809**	**1263379596**

Source: see the text and Table A.

Table AG

INCOME FROM COMMERCE, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Circulation of goods						
1. Agriculture	229442696	195989594	277744852	423536121	9517216227	11015453892
Cereals	77898842	48024172	116854485	202224660	1381179280	3717065090
Industrial crops	3856850	6266148	12357942	17046361	3541671910	2199418530
Vineyards	49917685	58008611	27031824	16222671	293813163	498425291
Fruit	1287487	1339730	3001469	1940013	74900915	86883111
Vegetables	82192	120870	243499	1114929	47313168	56447544
Legumen	71569	133161	3184893	9243986	86488609	330901060
Fodder	4500	4556	464520	1433063	896211	21517636
Roses	1865181	1986627	2996454	5641690	23940010	56212303
Melon fields	0	0	446753	803306	3344611	1044140
Meat	29078153	12293042	17907393	27206115	703169414	911203950
Milk	29848644	29310431	50679197	59229207	991299975	1802372702
Eggs	1520000	1680000	5328000	10880000	152000000	600000000
Wool	4100000	3900000	5100000	4250000	85500000	86000000
Apiculture	1442078	1448186	1150380	3932346	85067207	115209277
Cocoons	1514472	1514473	3467964	3465390	31500000	120000000
Forestry	25308043	28868994	25739579	56963634	1976364076	277665987
Fishing	1457000	890593	1390500	1638750	28767678	105087271
Hunting	190000	200000	400000	300000	10000000	30000000
2. Industry	19676851	25989778	37260701	78040864	2016055673	2373963791
Protected industry's output, BGN	7010173	18666326	33236156	111070721	2053429203	2947320000
Excises and taxes, BGN	900000	1053368	1576275	9274806	8189733	74946209
Local raw materials (tobacco excl.)	3479850	9265964	16498428	55790587	561011797	1303226000
Trade with protected industry's commodities	2630323	8346994	15161453	46005328	384347228	1569147791
Trade with petty industry's commodities	17046528	17642784	22099248	32035536	531828000	804816000
*3. Tobacco**	2500000	3000000	1500000	3500000	685000000	679000000
Output	9178400	15113923	16269090	25500118	953548758	2510680000
Expenses (excises, taxes, raw materials)	6308832	12180404	15104001	22213773	268087011	636844687
4. Mining	247919	496675	864872	2435343	65849771	210722861
5. Import less raw materials	61842406	55255900	96548849	227778037	2492138569	4473417101
Total imports	77303007	68140556	122219938	267663501	2921092269	5557311404
Imported raw materials	15460601	12884656	25671089	39885464	428953700	1083894303
6. Import duties and excises	500000	494923	864517	2430229	95224952	210722861
7. Municipal taxes	13700000	13746513	16795426	24228266	150911565	339245672
8. Transport expenses	2380000	3480254	7564591	18818726	261497629	604000000
Total goods in circulation, BGN	**330289872**	**298453638**	**439143809**	**780767587**	**15283894387**	**19906526178**
Gross income, 15 per cent	49543481	44768046	65871571	117115138	2292584158	2985978927
Deducted income, transferred abroad**	495435	447680	658716	1171151	22925842	34000000
Net income	**49048046**	**44320365**	**65212856**	**115943987**	**2269658317**	**2951978927**

Source: see the text and Table A.

*Author's estimates.

**Income from commerce transferred abroad as dividends, tantiems or profits. Due to the lack of data I assume this transfers were 1 per cent of the total turnover as in 1924.

Table AH

INCOME FROM FINANCIAL SERVICES, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Private banks	1200000	2990886	2640660	4788041	138228783	172745201
Salaries	1000000	2394816	2157471	3398741	102626561	107688268
Profits	200000	596070	483189	2547553	44210371	78128521
Dividends and bonuses transferred abroad	0	0	0	1158253	8608149	13071588
2. Raiffeisen banks	0	0	14108	59959	1019788	1602488
Salaries			3656	15538	334788	1068017
Profits			10452	44421	685000	534471
3. Cooperative credit societies (salaries)	0	0	332764	1663821	16638212	26163088
4. Public banks	3473908	5691970	8072121	14491966	286928400	235935763
Salaries	271810	2410324	2749825	4749746	29527386	96849393
Profits	1031687	3281646	5322296	9742220	257401014	139086370
5. Deposits and securities	1931620	7065956	12026287	22426925	313362924	593403132
Interest paid by private banks	477960**	1194900	1657627	11365477	169140485	295541113
Interest paid by Raiffeisen banks	0	0	13184	56032	129232	1393236
Interest paid by cooperative societies	0	0	342005	1710023	17100228	70980961
Interest paid by public banks	1723367	6596845	11307814	24776097	355402262	690210438
Interest, transferred abroad	0	0	0	2863729	44676778	100825564
Securities	1723367	469111	718473	514557	2637440	4018258
*6. Insurance**	730000***	3639439	14067911	28974259	79716695	277535479
Salaries*	20000	100000	200000	300000	10700000	22000000
Commissions	200000	1000000	6000000	10000000	20000000	50000000
Insurances paid	500000	1839439	6867911	17174259	40016695	194535479
Profits	10000	700000	1000000	1500000	9000000	11000000
Total, BGN	**7335528**	**19388251**	**37153851**	**72404971**	**835894802**	**1307385151**

Source: see the text and Table A.

*Dividends, tantiems and profits excluded.

**Due to the lack of data I apply the ratio between the different types of expenses of the private banks 1892–1999 (40 per cent).

***There are no domestic insurance companies in 1892. The only two functioning in Bulgaria that year were the Romanian 'Nationala' and 'Dacia Romana'; however, there is no information about any of them. That is why the income is estimated by the author.

Table AI

INCOME FROM FREELANCE PROFESSIONALS AND SERVICES, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
1. Free lance professionals						
Number	18600	21677	12899	13674	15470	17501
Annual salary, BGN	997.36	844.48	950.04	1357.72	24125.92	44536.89
Income, BGN	18550896	18305793	12254566	18565463	373227982	779440154
2. Hotels and restaurants						
Owners, number	10000	11399	12342	13198	14391	14989
Staff, number	5500	6512	8983	10195	8681	9367
Owners' annual salary	674.17	570.83	642.19	917.76	16308.13	30900.00
Staff's annual salary	445	380	425	555	10150	16300
Owners' income	6741744	6506868	7925933.66	12112596	234690328	463160100
Staff's income	2447253	2474560	3817775	5658225	88112150	152682100
Total income of hotels and restaurants	9188996	8981428	11743709	17770821	322802478	615842200
Total income	**27739892**	**27287221**	**23998275**	**36336285**	**696030460**	**1395282354**

Source: see the text and Table A.

Table AJ

INCOME FROM URBAN DWELLINGS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Lodgings, number	129159	143128	155090	15682	179629	201351
Shops, number	34860	38016	44928	33162	37159	41041
Annual lodging rent	275.00	265.00	315.00	390.00	2135.00	3365.00
Annual shops' rent*	1512.5	1457.5	1732.50	2145.00	11742.50	18507.50
Income from lodgings	35518725	37929026	48853350	61159722	383507559	677547237
Income from shops	52725750	55408320	77837760	71133134	436339558	759566308
Total income, BGN	88244475	93337346	126691110	132292856	819847117	1437113544
10 per cent redemptions	8824448	9333735	12669111	13229286	81984712	143711354
Net income, BGN	**79420028**	**84003611**	**114021999**	**119063570**	**737862405**	**1293402190**

Source: see the text and Table A.
*Shops' rent is 5.5 times higher that the one from lodgings. The same ratio was applied by Chakalov.

Table AK

INCOME FROM CIVIL SERVANTS AND PENSIONS, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
State civil servants	32114376	34562865	41398902	54065392	654617417	2673000000
Municipal civil servants	9000000	9512836	9037735	15516946	80940237	520000000
Servants in public institutions	0	0	211180	496440	9395344	120618759
Pensioners	1621114	1228400	1356561	2126400	196694500	324000000
Public undertakings	3442614	4091419.4	4650437.3	8295374	100000000	182000000
Total income	**46178104**	**49395520**	**56654815**	**80500552**	**1041647498**	**3819618759**

Source: see the text and Table A.

Table AL

GROSS NATIONAL PRODUCT AT CURRENT PRICES, 1892–1924

	1892	1899	1905	1911	1921	1924
Agriculture	685778742	551791870	726074306	1025712377	19993638643	25038911540
Industry and crafts	101879246	92875648	100078032	169628122	2696641197	4997760639
Transport and communications	10409152	9371085	17463285	38007570	514203809	1263379596
Commerce	49048046	44320365	65212856	115943987	2269658317	2951978927
Financial services	7335528	19388251	37153851	72404971	835894802	1307385151
Freelance professionals	27739892	27287221	23998275	36336285	696030460	1395282354
Urban dwellings	79420028	84003611	114021999	119063570	737862405	1293402190
Civil servants	46178104	49395520	56654815	80500552	1041647498	3819618759
GNP	**1007788738**	**878433572**	**1140657419**	**1657597433**	**28785577130**	**42067719154**

Source: see the text.

Table AM

IVANOV'S VS. POPOV'S GNP ESTIMATES (1892 AND 1911) AND VS. CHAKALOV'S (1924) IN NOMINAL TERMS

Branches	Ivanov's estimate	Previous estimate	Ivanov's estimate as per cent of other
1892 K. G. Popov			
Agriculture	685778742	645000000	106.32
Industry	101879246	50000000	203.76
Commerce	49048046	60000000	81.75
Securities	7335528	4000000	183.39
Dwellings	79420028	50000000	158.84
Wages (freelance and civil servants)	73917996	200000000	36.96
Transport and communications	10409152		
Total national income	1007788738	1009000000	99.88
Total difference, per cent			**0.12**

1911 K. G. Popov			
Agriculture	1025712377	936800000	109.49
Industry	169628122	200000000	84.81
Commerce	115943987	80000000	144.93
Securities	72404971	15000000	482.70
Dwellings	119063570	115000000	103.53
Wages (free lance and civil servants)	116836837	300000000	38.95
Transport and communications	38007570		
Total national income	1657597433	1646800000	100.66
Total difference, per cent			**-0.66**
1924 A. Chakalov			
Agriculture	25038911540	26196000000	95.58
Industry and crafts	4997760639	5551000000	90.03
Transport and communications	1263379596	1155000000	109.38
Commerce	2951978927	3301000000	89.43
Finance	1307385151	1152000000	113.49
Freelance	1395282354	1066000000	130.89
City dwellings	1293402190	1522000000	84.98
Civil servants and pensions	3819618759	3735000000	102.27
Total national income	42067719154	43678000000	96.31
Total difference, per cent			**3.69**

Source: see the text.

Table AN

BULGARIAN GNP 1892–1945 AT CONSTANT PRICES (AS OF 1911) AND TERRITORY (AS OF 1920s)

Year	GNP, levs	GNP per capita, levs
1892	1162346298	354.48
1899	1122036857	309.02
1905	1344819931	338.23
1911	1544778927	356.10
1921	1523099951	313.33
1924	1656872564	321.41
1925	2017370630	383.09
1926	2088041491	388.69
1927	2030140511	370.26
1928	2108489984	379.91
1929	2161090587	384.40
1930	2273489655	399.14
1931	2323874400	402.68
1932	2232487389	381.88
1933	2417636666	408.25
1934	2211495966	368.58
1935	2379353010	391.47
1936	2672497240	434.06
1937	2954751253	473.67
1938	2967183421	469.57
1939	3294603613	525.20
1940	3325771922	527.23
1941	3130638361	468.94
1942	3042663428	451.84
1943	3135036349	461.24
1944	2810976254	409.94
1945	2323545436	336.06

Source: see the text.

DP/57/2006

Two Approaches to Estimating the Potential Output of Bulgaria

Tsvetan Tsalinski

Abstract. The paper presented applies two approaches to estimating potential output. One of them is based on Kuttner's unobserved component model. We propose using unit labour costs as a measure of inflation and a signal of overheating in the Phillips curve. The model specifications tested do not show significant deviations from trend of annual GDP. The other approach applied in the paper is growth accounting based on a Cobb-Douglas-like specification of the production function. The most important result is a quantitative measure of the evolution of the capital stock and total factor productivity of non-financial enterprises.

Резюме. В настоящото изследване се прилагат два подхода за оценка на потенциалното равнище на производство. Първият се основава на модела на Кътнър за оценяване на потенциалното производство по метода на ненаблюдаваните компоненти. Предложена е алтернативна спецификация на модела на Кътнър, при която като индикатор за отклонение от потенциала в кривата на Филипс се използват разходите за труд на единица продукция. Тестваните спецификации показват, че годишният БВП не се отклонява съществено от тренда си. Другият подход, който използваме за оценка на потенциалното производство, е разчетът спрямо производствените фактори, който се базира на допускане за вида на агрегираната производствена функция и разглежда динамиката на наличните в икономиката труд и капитал и оценената като остатък обща факторна производителност. Основният резултат е оценка на динамиката на капитала, с който секторът разполага, и на общата факторна производителност, получена като остатък. На база на наличните данни може да се направи изводът, че икономиката, и по-конкретно сектор Нефинансови предприятия, преминава фаза на ускорено създаване на производствени мощности и на подобряване на производствената организация, в резултат на което може да се очаква увеличаване на производствения потенциал

Acknowledgments

The author would like to thank Messrs. Statty Statev, PhD, a member of the Governing Council of the Bulgarian National Bank and Vice Rector of the University of National and World Economy, Sofia; Werner Roeger of DG ECFIN's Research Directorate; Cristophe Planas of the Joint Research Centre of the European Commission at Ispra, Italy; Kaloyan Ganev of the Agency for Economic Analysis and Forecasting for the stimulating discussion and helpful comments.

Contents

Theoretical Background .....

An Application of the Modified Watson-Clark-Kuttner Model .....

Growth Accounting .....

Future work .....

References .....

*Tsvetan Tsalinski is an economist at the Economic Research and Forecasting Directorate of the Bulgarian National Bank and a teaching assistant at Sofia University's Faculty of Economics and Business Administration. He is a member of the Bulgarian Macroeconomics Association. E-mail: Tsalinski.T@bnbank.org

Theoretical Background

Formulating a unified definition of an economy's potential output is not an easy task. Potential output is not directly observable because it depends on a number of factors whose influence on production is difficult to measure and not unambiguous. When exploring an individual production process or a single firm, it is relatively easy to evaluate the indefinitely sustainable level of output at full capacity. This would give a fairly accurate idea of what potential output stands for in the context of an individual firm. It is beyond discussion that the supply capacity of firms is a major determinant of the economy-wide potential level of output.

However, national income is generated in the process of interaction between economic agents, hence it depends not only on supply capacity, but also on factors influencing demand, as well as the functioning of markets. It should also be borne in mind that production is a dynamic process affected by factors, such as technology, skills, preferences, institutions *etc.*, that evolve over time. That is why potential output, in its macroeconomic sense, is a highly complex concept. Working definitions employed by empirical approaches to estimation of potential output reflect its numerous determinants to a varying, mostly partial, degree and hence should be interpreted cautiously.

The macroeconomic production function is the economic model that encompasses the various aspects of the concept most exhaustively, thus helping to grasp the meaning of potential output.

The production function relates economy-wide income (or output) to the resources employed in generating it; hence potential output depends on the fundamental factors characterizing the respective economy. These fall into several categories: human resources (labour), means of production (capital) and total factor productivity, which is a catch-all for the remaining, often immeasurable, characteristics of the economy. These categories are not always easily set apart and the distinction between them depends on the choice of specification of the model.

Constructing and estimating a production function at a highly aggregated level poses serious theoretical and practical problems. On one hand, they consist in the choice of a functional form[1] and measures of the quantity (man hours, machine hours, etc.) and the quality of the actually utilized labour and capital. On the other hand, there comes the issue of estimating potential output, i.e. adjusting for the cyclical fluctuations of input variables. More

[1]See Growth Accounting, p.14.

specifically, it is related to establishing the level and evolution of full employment and the long term trend of *TFP*.

Information on the deviations from potential or the output gap, i.e. the cyclical position of the economy is of prime importance to policy makers, including the central bank, when interpreting macroeconomic indicators, especially the ones related to government revenues and expenditures, money and credit and, not least, prices. That is why the methods for estimating potential output need to be practicable in terms of obtaining the estimates and reliable in terms of the signals they give to policy makers (Butler 1996, Kuttner 1994).

The output gap figures eminently in models of inflation based on the Phillips curve, whose basic intuition is that stretching output beyond potential boosts inflation while disinflation requires that output come down below potential. This is the rationale behind Okun's (1970) definition of potential output as "the maximum output at which no inflationary pressures arise". Based on these models, Kuttner (1994) proposes an approach to estimating potential output based on inflation dynamics. He admits that the microeconomics of the Phillips curve is somewhat ambiguous but quotes Lucas (1972) who deems the "systematic relationship between inflation and real output" one of the main features of the modern business cycle. Variations in inflation are commonly perceived as signalling deviations from potential (De Masi, 1997)[2] while Kuttner's model is one of the most widely used approaches for estimating the output gap.

The paper uses two approaches to estimating potential output. One of them is based on Kuttner's unobserved components model. The other is effectively a growth accounting exercise. They differ in both the quantitative techniques and the definition of "potential output" they employ. The unobserved components method (potential output is an unobserved variable) makes assumptions about the stochastic properties of the observed output series and decomposes it into a trend and a cyclical component, interpreted as potential output and output gap, respectively. If no other economic information is taken into account, the approach reduces to a purely statistical filter and interpreting the two components as potential output and output gap is entirely speculative. Its advantage, however, consists in the fact that the filter allows for incorporating structural information. A

[2]A number of analysts suggest that a widening CA deficit may be signalling overheating of the economy. Such a proposition belittles the fact that GDP is not only the sum of all (domestically produced) final uses but also the amount of total value added. Imports of goods and services for final use (consumption and investment) help wholesalers and retailers generate their output and value added and, thus, are not a pure sign of excess demand.

famous example is Kuttner's model where a Phillips curve equation is added to the specification thereby linking the estimated output gap to inflation (see Kuttner 1994, Curl et al. 2004, Gerlach and Smets 1997). Alternatively, one can verify the estimate from the statistical filter by plugging it into a Phillips curve equation and estimating it (Faal 2005). This is how the unobserved components method relies on the relationship between inflation and the output gap. In this paper we propose a modified specification of Kuttner's model, where instead of price inflation we use unit labour costs as an indicator of deviation from potential.

The other approach we use is based on growth accounting. We assume the functional form of the aggregate production function and try to evaluate the contributions of labour, capital and total factor productivity, measured as a residual. The practical application demonstrates the problems of constructing and estimating a production function for Bulgaria. The most important result is the estimation of the growth rate of the capital stock of non-financial enterprises as well as their total factor productivity. These are only crude illustrative estimates, as the methodology is extremely unsophisticated. Nevertheless, the data examined suggest that the economy is undergoing a process of rapid capacity creation which will necessarily boost the potential growth rate.

An Application of the Modified Watson-Clark-Kuttner Model

The output gap literature repeatedly expresses unambiguous preference of structural approaches to purely statistical ones. There is hardly a paper on the topic that forgoes a critical mention of the famous Hodrick-Prescott filter. Univariate filtering seems inevitable, though. Even with more structural approaches, e. g. based on a production function, it is not uncommon that some of the input variables be transformed/smoothed *via* some univariate routine. Quite often this turns out to be the widely criticized Hodrick-Prescott filter itself (see Bolt, van Els 1998, St. Amant, van Norden 1997). An exhaustive review of univariate filters with applications for the Bulgarian economy can be found in Ganev (2004).

Kuttner's model belongs to the so-called mixed approaches to estimating potential output and comprises a combination of a univariate filter (the unobserved component method developed by Watson (1986) and Clark (1987) based on the Kalman-Bucy filter) and some elements of economic structure, i.e. a Phillips curve equation. Another notable example is the Laxton-Tetlow (1992) model, which combines the Hodrick-Prescott filter with the Phillips curve and Okun's law (see Butler 1996 for an application).

The Watson-Clark model (see Planas, Rossi 2004) assumes that observed output, X_{1t}, consists of a long term component (trend) X_{1t}^{N}, perceived as potential output and a short term (cyclical) component X_{1t}^{S}, representing deviations from potential:

$$X_{1t} = X_{1t}^{N} + X_{1t}^{S} \quad (1).$$

Potential output evolves as a second order random walk:

$$(1-L)X_{1t}^{N} = \mu_{1t-1} + a_t^{N} \quad (2),$$

$$(1-L)\mu_{1t} = a_t^{\mu} \quad (3),$$

where L is the lag operator.

The cyclical component is AR(2):

$$(1-\phi_1 L - \phi_2 L^2)X_{1t}^{S} = a_t^{S} \quad (4).$$

a_t^{S}, a_t^{N} and a_t^{μ} are white noise innovations with variances V_S, V_N and V_μ. This type of model has a state space representation and can be estimated via the Kalman-Bucy filter. Equation (1) is the observation equation while (2), (3) and (4) are the transition equations. A Phillips curve equation, modelling the theoretical relationship between inflation (X_{2t}) and the deviation from potential output, can serve as an additional transition equation, this incorporating economic structure into the model. Most generally, the Phillips curve equation has the following form:

$$X_{2t} = \mu_2 + \sum_{i=1}^{M_2} \alpha_{2i} Z_{2it} + \gamma(1-L)^d X_{1t-1} + \sum_{i=0}^{r} \beta_i X_{1t-i}^{S} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i^{*} X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q} \theta_i a_{t-i}^{\pi} \quad (5),$$

Where $Z_{2.t}$ is a vector of M exogenous variables, *and* a_t^{π} is a white noise innovation with variance V_π. It can be correlated with the innovation a_t^{S} in the AR(2) process generating the cyclical component X_{1t}^{S} only if the coefficient of the contemporaneous value of the cyclical component $\beta_0 = 0$.

Kuttner's approach is well established in this field of research. The Joint Research Centre at Ispra, Italy, a division of the European Commission, has developed the specialized program GAP which has convenient interface for specifying and estimating various modifications of the Watson-Clark-Kuttner model set out in equations (1)–(5). Program GAP was also used for the estimations presented in the remainder of this chapter.

For the application at hand, we choose a bivariate specification a-la Kuttner and try to establish the validity of the Phillips curve for the Bulgarian economy, i.e. whether variations of inflation are informative of the cyclical position of the economy. We assume that potential output is a second order random walk as per equations (2) and (3). We deem this specification

appropriate, as the economy is undergoing structural changes and the potential growth rate μ_t is most likely variable and, hopefully, with an upward trend in the medium term. We choose to specify the short term component as AR(2), which under certain conditions could give the estimated output gap a cyclical pattern.

We estimate three models featuring different measures of inflation in the Phillips curve. Model 1 uses the **consumer price index**. It is unrivalled in terms of timeliness of publication. Model 2 uses the **GDP deflator** – the most comprehensive measure of the price level of domestically produced goods and services. Last, but not least, model 3 uses unit **labour costs**.[3] We believe that unit labour costs are a straightforward measure of both costs and performance and thus are closely related to potential output and the cyclical position of the economy. They are also more informative with respect to market tightness and production bottlenecks than wages alone, a variable that features prominently in many versions of the Phillips curve. We refrain from testing a specification with the producer price index as it only covers mining, manufacturing and the distribution utilities, but not the rapidly growing services sector.

The estimation period spans Q1[4] 1998 – Q4 2005. Prior to that data are subject to unwieldy fluctuations under totally different economic policy, wage and price setting frameworks (Minassian, Nenova, Yotzov 1998). This implies a break in the data generating process of trend output and the output gap as well as the other variables discussed. The data for the first two quarters of 2006, available at the time of submission of the paper, are still preliminary.

The X12 ANOVA test finds stable seasonality in all the series discussed so all the series were adjusted accordingly.[5] The three price indices (CPI, PGDP and ULC) were smoothed additionally by removing the irregular component estimated by the X12 routine. These preliminary transformations were carried out in order to facilitate the model estimations in view of the limited number of data points.

The estimation output for the bivariate models is presented in the following tables.

[3]The indices in models 2 and 3 were constructed from National Accounts data.

[4]Q3, rather, as two cases are consumed by differencing.

[5]Seasonal adjustment models, such as X12-ARIMA, decompose time series into a trend-cycle, a seasonal factor and an irregular component.

Table 1

MODEL 1

X_{1t}: log GDP at prices of 2004
X_{2t}: second logarithmic difference of CPI
Estimation period: Q3 1998 – Q4 2005
Maximum likelihood estimates and stats

		coefficient	standard error	t-statistic
Equation 1				
	f_1	0.0159	0.217	0.0732
	f_2	-0.4508	0.185	-2.4363
	V_N	5.80E-02		
	V_μ	5.26E-02		
	V_S	5.80E-02		
Ljung-Box Q Stat.		2.0051	p-value:	0.7348
Equation 2				
	μ_2	0.0929	0.082	1.1322
	b_0	-1.2828	0.3028	-4.237
	b_1	-0.0348	0.4744	-0.0734
	f^*_1	0.2872	0.1924	1.493
	V_p	1.28E-01		
Ljung-Box Q Stat.		7.1835	p-value:	0.1265
R2(uncentered)	0.204			

-2*log-likelihood:73.9182

Table 2

MODEL 2

X_{1t}: log GDP at prices of 2004
X_{2t}: second logarithmic difference of the GDP deflator, base year[6] – 2004
Estimation period: Q3 1998 – Q4 2005
Maximum likelihood estimates and stats

		coefficient	standard error	t-statistic
Equation 1				
	ϕ_1	0.5027	0.1193	4.2148
	ϕ_2	-0.8014	0.1124	-7.1322
	V_N	5.79E-02		
	V_μ	5.81E-02		
	V_S	2.84E-02		
Ljung-Box Q Stat.		6.2097	p-value:	0.184
Equation 2				
	μ_2	0.0357	0.0787	0.4535
	β_0	-1.9356	0.3404	-5.6857
	β_1	-0.883	0.5274	-1.6742
	ϕ^*_1	-0.1692	0.1654	-1.0226
	V_π	4.14E-02		
Ljung-Box Q Stat.		5.5551	p-value:	0.2349
R^2(uncentered)	0.642			

-2*log-likelihood:102.7742

[6]When constructing constant base volume and price indices from chain-linked data, the choice of base year influences the results, more specifically the pattern of seasonality.

Table 3

MODEL 3

X_{1t}: log GDP at prices of 2004
X_{2t}: second logarithmic difference of the Unit Labour Costs index, base year – 2004
Estimation period: Q3 1998 – Q4 2005
Maximum likelihood estimates and stats

		coefficient	standard error	t-statistic
Equation 1				
	ϕ_1	-0.3986	0.1384	-2.8799
	ϕ_2	-0.9057	0.1427	-6.3483
	V_N	5.80E-02		
	V_μ	5.75E-02		
	V_S	2.72E-02		
Ljung-Box Q Stat.		4.6781	p-value:	0.3219
Equation 2				
	μ_2	-0.0318	0.1197	-0.2659
	β_0	4.3468	0.4999	8.6947
	β_1	4.6237	0.5019	9.2120
	ϕ^*_1	0.446	0.1431	3.1175
	V_π	2.65E-05		
Ljung-Box Q Stat.		6.4715	p-value:	0.1666
R2(uncentered)	0.693			

-2*log-likelihood: 104.7261

The estimated coefficients of models 1 and 2 establish a negative relationship between price inflation and the output gap. This is a puzzling result, as it implies that when output growth overshoots trend (potential), CPI inflation and the price inflation of domestically produced final use output tend to decelerate and *vice versa*. While a recovery of output may go hand in hand with disinflation, it hardly stands to reason that if demand or output hit the supply constraints, product and factor markets will respond with a slowdown of price growth.

A likely explanation of the sign of the estimates is that the deviation of output from trend is not the only determinant of price inflation. The specification omits other important factors, such as import prices, adjustments in administered prices, *etc.*[7] Their incorporation into the model will probably change the signs of β_0 and β_1.

[7]One-off irregular factors were eliminated by the smoothing procedure applied.

The estimation of the version of Kuttner's model that we propose (Model 3) suggests that there is a relationship between unit labour costs and the output gap. The respective coefficients in the Phillips curve equation have the expected positive signs and are statistically significant. Unit labour costs are inherently linked to the dynamics of potential output and the output gap. By construction, they should be capturing productivity and cost developments. The results of the estimation are quite important as they indicate that unit labour costs can actually be informative of the cyclical position of the economy.

For comparison, we present the estimation results for a univariate specification after Watson and Clark.

Table 4

MODEL 4

X_{1t}: log GDP at prices of 2004
Estimation period: Q3 1998 – Q4 2005
Maximum likelihood estimates and stats

		coefficient	standard error	t-statistic
Equation 1				
	ϕ_1	-0.2306	0.2181	-1.0573
	ϕ_2	-0.6018	0.1556	-3.8675
	V_N	5.80E-02		
	$V\mu$	2.69E-02		
	V_S	5.80E-02		
Ljung-Box Q Stat.		3.9388	p-value:	0.4144
-2*log-likelihood:		67.9787		

What the four models have in common is that the deviations from trend are quite small when computed on an annual basis. Practical experience has shown that an output gap of less than 0.2 per cent is not robust to revisions of data and subsequent reestimations of models (Denis et al., 2006).

Figure 1

ESTIMATED OUTPUT GAP,%

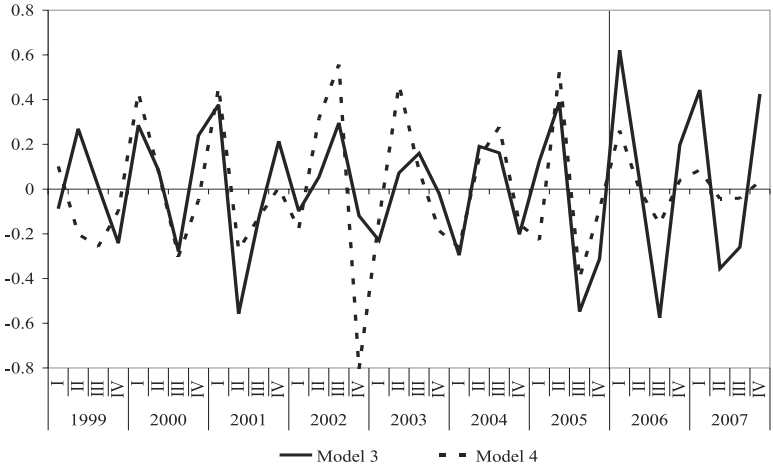


Figure 2

GROWTH RATES OF POTENTIAL AND ACTUAL OUTPUT PER CENT ON THE CORRESPONDING QUARTER OF PRECEDING YEAR,%

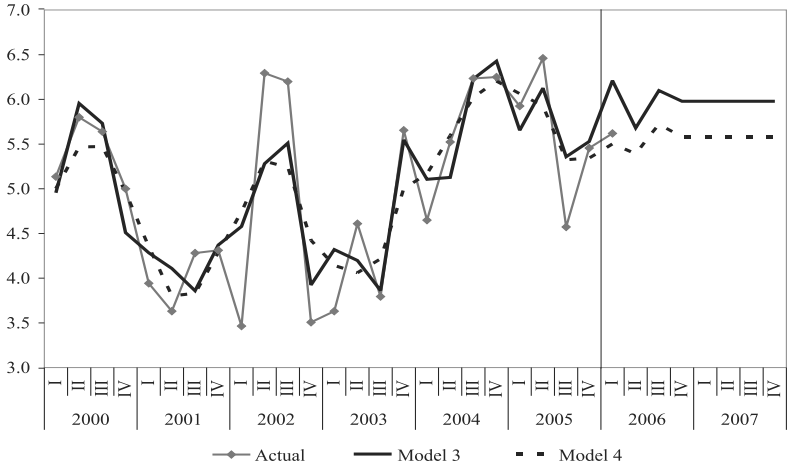


Table 5

ACTUAL AND TREND GDP GROWTH RATE ON PRECEDING YEAR, %

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Actual	**5.4**	**4.1**	**4.9**	**4.5**	**5.7**	**5.5**		
Model 1	5.2	4.1	4.8	4.6	5.5	5.8	5.3	5.4
Model 2	5.2	3.9	5.0	4.6	5.5	5.7	5.3	5.5
Model 3	5.3	4.2	4.8	4.5	5.7	5.7	6.0	6.0
Model 4	5.2	4.1	4.9	4.4	5.8	5.7	5.6	5.6

Growth Accounting

An estimate of potential output can be derived from the trends in the evolution of production factors: labour, capital and total factor productivity, the latter usually measured as a residual. For this purpose one has to assume the form of, and estimate or calibrate a production function. The most commonly used one is the Cobb-Douglas production function which is a special case of the CES[8] production function (see Musso and Westermann, 2005, Bolt and van Els, 1998):

$$Y_t = F(A_t, K_t, L_t \mid \alpha, \rho) = A_t[\alpha L_t^{\rho} + (1-\alpha)K_t^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}} = A_t L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha} \text{ , for } \rho \to 0,$$

where K_t is the capital stock at year t, L_t is employment, A_t is total factor productivity, α is the labour intensity parameter, 1/(1-ρ) is the elasticity of substitution between factors.

These functional forms have a number of useful properties that facilitate the quantitative illustration of the analysis and econometric estimation. However, they are not exhaustive of the variety of approaches to modelling production (Denis et al., 2006).

Estimating a production function faces a number of difficulties when it comes to quantifying the basic input variables: labour and capital.

Data on the value of the total capital stock of the Bulgarian economy are not available. However, the Bulgarian National Statistical Institute publishes the aggregate balance sheet of non-financial enterprises. It has data on the tangible and intangible fixed assets, which should be a good measure of the sector's capital. The NSI also compiles the Integrated Economic Accounts by institutional sector and they give us data on the formation and consumption

[8]Constant Elasticity of Substitution

of fixed capital. All these data are at current prices, while we are interested in the real growth of capital. Lacking relevant deflators, we take the ratio of net fixed capital formation to the average of the value of capital at the beginning and end of the respective year as the real growth rate of capital.

To measure employment we use the average annual number of persons employed[9] for the whole economy less the persons employed in the financial sector, public administration, healthcare and education. Ideally, one would want to use hours worked. Unfortunately, statistics on these is not readily available and reliable enough. To calculate output (growth) of non-financial enterprises we use Production Account data by economic activity and subtract the value added by financial intermediation, public administration and the imputed rent of owner occupied dwellings. When these data are not available, we use data on government consumption and the imputed rent from the Use of Income account. One can't help noticing the discrepancy of the sector composition of employment and output aggregates, but since we are interested in constructing real growth rates, this should not impair the results significantly. Due to the very limited number of cases, we do not attempt an econometric estimation of a production function, but rather present an illustrative decomposition of observed output growth into contributions by labour, capital and TFP, the latter derived as a residual:

$$a_t = \frac{(1+y_t)}{\left[1+\left(\frac{\alpha_t+\alpha_{t-1}}{2}\right)l_t+\left(1-\frac{\alpha_t+\alpha_{t-1}}{2}\right)k_t\right]}-1,$$

where lower case letters denote growth rates.

We equate α to the labour share of value added. This we construct by multiplying the ratio of the compensation of employees to total value added for the overall economy with the total number of persons employed and dividing it by the number of employees under labour contract. Thus, we obtain a labour share of about 60 per cent, which stays quite stable during the period under investigation. Although the theoretical assumptions that would make this evaluation legitimate are not actually fulfilled, this value is quite similar to the typical results of analogous calculations for other economies[10] (Faal, 2005; Denis et al., 2006). The following table summarizes the data and the results of the calculations.

[9]If one were to estimate a production function econometrically it would be more appropriate to use the overall number of the population in working age. By using the number of persons actually employed, we directly account for the utilization rate of labour resources.

[10]Minassian (2001) suggests using the share of personal consumption in domestic demand as a measure of labour intensity of output. This renders the capital share rather low, however, and makes the approach relevant for lesser developed, and heavily decapitalized economies.

Table 6

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Capital (tangible and intangible fixed assets)	million BGN e.o.p.	17,136	18,927	21,615	25,594	29,650	38,635	43,278
Consumption of fixed capital	million BGN	1729	1784	1916	2466	3024	3652	4382
% of capital		11.5	9.9	9.5	10.4	10.9	10.7	10.7
Gross fixed capital formation	million BGN	1971	2414	2758	3958	4591	5368	6455
% of capital		13.1	13.4	13.6	16.8	16.6	15.7	15.8
Investment, net (real growth of capital),%		1.6	3.5	4.2	6.3	5.7	5.0	5.1
Employment growth,%		0.7	-2.6	-3.0	-0.2	0.5	6.9	3.0
Value added	million BGN	10,098	10,619	13,672	15,652	17,410	18,592	19,993
Real growth contributions,%		3.2	1.3	4.5	5.3	5.9	3.8	6.2
K	percentage points	0.5	1.2	1.5	2.4	2.2	2.0	2.0
L	percentage points	0.4	-1.7	-1.9	-0.1	0.3	4.1	1.8
A	percentage points	2.3	1.8	4.8	3.0	3.3	-2.3	2.3
1-α (capital share),%		33.8	35.7	38.8	38.5	40.2	39.5	41.4
Capital-output ratio		1.5	1.5	1.7	1.5	1.5	1.6	1.8

The calculations make evident two important trends: increasing total factor productivity as well as a rising capital output ratio. They have been quite pronounced and sustained[11] during the years of the Currency Board Arrangement and give reason to believe that output potential has been expanding.

Future work

This paper presented the results from the application of two of the most widely used approaches to estimating potential output: the unobserved components method and growth accounting. The unobserved components method enabled us to estimate a relationship between (cost) inflation and the

[11]The decline in TFP in 2003 reflects certain developments on the labour market. On one hand, with the registration of labour contracts with the National Social Security Institute, which started in 2003, some of the hidden employment was formalized. On the other hand, the Ministry of Labour and Social Policy launched several employment creation programmes. There is probably also an underlying tendency of declining average hours worked due to the rapid employment growth in the services sector where part-time jobs are not uncommon.

output gap (a modified Phillips curve). We established a statistically significant positive relationship between unit labour costs and the output gap, which implies that ULC developments are informative of the cyclical position of the economy. A specification of the Phillips curve with the CPI or the GDP deflator establishes an inverse relationship with the estimated output gap.

Even univariate unobserved components models (without a Phillips curve) have significant advantages in comparison with the Hodrick-Prescott filter which is a limited special case. A second order random walk specification for the long term component is better suited to track time varying trends while an AR(2) specification for the short term component can take account of the cyclical pattern of deviations from trend output. The unobserved components method is also a convenient short-term forecasting tool.

The specifications of the Phillips curve that we used feature only a limited number of endogenous variables. Identifying and including additional, exogenous, determinants of inflation, for instance import prices, is a natural and necessary direction of future research.

Kuttner's model is based on two strong assumptions: adaptive inflation expectations (see Gerlach and Smets, 1997) and a stable relationship between output and prices, of which the Phillips curve is only a reduced form representation. The second assumption can be easily challenged for an economy like Bulgaria's, undergoing structural changes (Faal 2005). Constructing and estimating models overcoming these drawbacks demands more sophisticated tools.

The growth accounting methodology is extremely helpful in formulating scenarios about the future development of the economy. They can be made quite elaborate and take account of demographic and labour market developments and investment decisions by firms. This approach is indispensable to the quantitative analysis of the process of real convergence with the developed economies.

References

Bolt, W. and P.J.A van Els (1998) *Output Gap and Inflation in the EU*, De Nederlandsche Bank.

Butler, L. (1996) *A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, Bank of Canada, Technical Report No. 77.

Clark, P.K. (1987) *The Cyclical Comonent of U.S. Economic Activity*, Quarterly Journal of Economics, 797–814.

Curl, A. T., Cetinkaya, A., Sarikaya, C., Ogunc, F., Ece, D. (2004) *Estimating Output Gap for the Turkish Economy: An Extended Kalman Filter Application*, Central Bank of the Republic of Turkey, presented at BNB's 2nd Annual Conference for the Balkan Central Banks.

De Masi., P.R. (1997) I*MF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*, International Monetary Fund, Working Paper No. 97/177.

Demers, F. (2003) *The Canadian Phillips Curve and Regime Shifting*, Bank of Canada, Working Paper 2003–32 .

Denis, C., Grenouilleau, D., McMorrow, K., Roeger, W. (2006) *Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps – a Revised Production Function Approach*, European Commission, Economic Paper No. 247.

Faal, E. (2005) *GDP Growth, Potential Output, and Output Gaps in Mexico*, International Monetary Fund, Working Paper No. 05/93.

Ganev, K. (2004) *Statistical Estimates of the Deviations from the Macroeconomic Potential. An Application to the Economy of Bulgaria*, Agency for Economic Analysis and Forecasting.

Gerlach, S. and F. Smets (1997) *Output Gaps and Inflation: Unobservable-components estimates for the G-7 countries*, Bank for International Settlements, Draft.

Kuttner, K. (1994) *Estimating Potential Output as a Latent Variable*, Journal of Business and Economic Statistics, July 1994, Vol. 12, No. 3.

Laxton, D., and R. Tetlow (1992) *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Bank of Canada Technical Report, No. 59.

Lucas, R. (1972) *Expectations and the Neutrality of Money*, Journal of Political Economy.

Minassian, G. (2001) *Financial Programming*, Litaura, Sofia (in Bulgarian).

Minassian, G., M. Nenova, V. Yotzov (1998) *The Currency Board in Bulgaria*, Gorex Press, Sofia (in Bulgarian).

Musso, R. and T. Westermann (2005) *Assessing Potential Output Growth in the Euro Area: A Growth Accounting Perspective*, European Central Bank, Occasional Paper No. 22/ January 2005.

Okun, A (1970) *The Political Economy of Prosperity*, The Brookings Institution.

Planas, C. and A. Rossi (2004) *Program GAP Version 3.1 Technical Discussion and User Manual*, European Commission, Joint Research Centre, Ispra, Italy.

St. Amant, P. and S. van Norden (1997) *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, Bank of Canada, Technical Report No. 79.

Watson, M.W. (1986) *Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends*, Journal of Monetary Economics, 18,49–75.

DP/59/2007

Do Common Currencies Reduce Exchange Rate Pass-through? Implications for Bulgaria's Currency Board

Slavi T. Slavov

Abstract. There are several theoretical arguments for why the adoption of a common currency (either a currency board or an outright currency union) may reduce exchange rate pass-through (ERPT). Common currencies might cause "trade creation" among participants and "trade diversion"away from non-participants. Common currencies might affect the invoicing decisions of outside exporters to the common currency area. Common currencies tend to reduce both the level and the persistence of inflation in adopting countries. This paper examines a broad panel of 101 countries over the period 1976-2006 and finds that ERPT indeed tends to decline in countries sharing a common currency. In particular, there has been a strong reduction in pass-through in the twelve members of the European Monetary Union since the launch of the euro. Currency boards do not appear to be different from currency unions - both reduce the pass-through from depreciation to inflation. The negative impact of common currencies on ERPT appears to be increasing with per capita incomes and increasing over time.

Резюме. Съществуват няколко теоретични аргумента за това защо приемането на единна валута (дали чрез паричен съвет, или пряко) може да ограничи прехвърлянето на валутния курс. Единните валути може да предизвикат „създаване на търговия" между участниците и „отклоняване от търговия" на неучастващите страни. Единните валути може да повлияят върху решенията за фактуриране в приелите я страни. Това изследване изучава обширен панел от 101 държави в периода 1976–2006 г. и установява, че прехвърлянето на валутния курс действително клони към спад в държавите, ползващи единна валута. В частност, налице е чувствително намаляване на прехвърлянето в дванадесет членки на Европейския паричен съюз след създаването на еврото. Паричните съвети не са по-различни от валутните съюзи – и двата вида режими намаляват прехвърлянето вследствие обезценяването върху инфлацията. Негативното влияние на единните валути върху прехвърлянето на валутния курс явно се увеличава успоредно с нарастването на дохода на човек от населението и с времето.

Contents

Introduction .....

Literature Review .....

Why Should Common Currencies Reduce Exchange Rate Pass-through? .....

The Empirical Model .....
- Model setup .....
- Preliminary data analysis .....
- Results .....
- Concluding remarks .....

References .....

*Address: Department of Economics, Pomona College, 425 North College Avenue, Claremont, CA 91711, USA, phone: 909-607-8843, fax: 909-621-8576, e-mail: slavi@pomona.edu. This project was supported financially by the Visiting Researcher Program of the Bulgarian National Bank (BNB). Most of the paper was completed while the author was with the BNB's Economic Research and Projections Directorate - many thanks for their kindness and patience. For helpful ideas, comments, and discussions, I am particularly indebted to Grigor Stoevsky, Kalina Dimitrova, Krassen Stanchev, as well as participants at a BNB internal seminar.

Introduction

In the last fifteen years, many countries around the world have chosen to abandon the independence of their national currencies and the ability to run a discretionary monetary policy. Some countries established currency board arrangements (CBAs) – Argentina in 1991, Estonia in 1992, Lithuania in 1994, Bulgaria and Bosnia and Herzegovina in 1997. Others chose to dollarize unilaterally – Ecuador in 2000 and El Salvador in 2001. Still others – twelve EU members – entered into a fully-fledged monetary union.

The euro formally came into existence in January 1999, but for the next three years it only existed as a unit of account. It made its physical debut in January 2002 when it became the official currency of twelve member states of the European Union. In the run-up to the euro's debut, its proponents and opponents advanced various arguments regarding the potential benefits and drawbacks of the euro, and of common currency arrangements in general. Enough time has passed to allow some of these claims to be checked against data.

Perhaps the most popular news headline surrounding the euro's arrival was the claim that it caused a temporary inflationary blip, perhaps because when retailers converted their prices from the legacy currencies into euros, they routinely rounded *up* instead of *down*, and that created an avalanche of price increases across the 12 nations adopting the euro. A careful look at the euro area-wide Harmonized Index of Consumer Prices (HICP) as well as the individual CPIs of the twelve member countries shows this effect to be anywhere between miniscule and non-existent.[1] However, there exists solid evidence that in some sectors of the economy, there were, in fact, abnormal price increases in the first few months after January 2002 – restaurants, cafés, and hairdressers, in particular. Hobijn, Ravenna, and Tambalotti (2006) offers an interesting theoretical explanation of this phenomenon stressing the role played by menu costs and staggered price setting.

As another example, common currencies in general are expected to boost trade integration among participating countries. Frankel and Rose (2002) used the gravity model of trade to show that common currency arrangements around the world tend to triple trade among participants.[2] However, according to Baldwin (2006), the "trade creation" effects for the euro area countries have been rather modest so far – trade among them has increased by perhaps 9 per cent. Interestingly, Baldwin finds that there has

[1]See Hobijn et al (2006) for the evidence.

[2]Interestingly, they found no distinction between currency boards and currency unions, at least as far as their role in promoting trade openness is concerned.

been no "trade diversion" – exports to the euro area by Britain, Sweden and Denmark (the only three of the older cohort of 15 EU members who stayed out of the euro) have gone up by almost as much, approximately 7 per cent.

Third, common currencies in general are supposed to reduce the dispersion of prices of identical products around the common currency area, by making those prices more transparent and easier to compare. Unfortunately, Engel and Rogers (2004) finds that there has been no discernible tendency for price convergence in the euro area after 1999. By some measures, price dispersion in the euro area is still about twice as large as that in the United States, another common currency area which serves as a natural benchmark for comparison.[3]

Yet another, less sensational, claim about common currencies is that they insulate participants from external shocks. In particular, domestic inflation is supposed to become less sensitive to exchange rate fluctuations. In other words, a common currency is expected to reduce exchange rate pass-through (ERPT), defined as the percentage change in the domestic consumer price index (CPI) resulting from a one percent change in a country's nominal effective exchange rate (NEER). This is the claim that this paper will focus on.

The next section surveys the recent literature on exchange rate pass-through, while Section 3 discusses the theoretical arguments for why common currencies might reduce ERPT. The main contribution of the paper is in Section 4 which examines a broad panel of 101 countries over the period 1976–2006, and finds that ERPT indeed tends to decline in countries sharing a common currency. In particular, there has been a strong reduction in pass-through in the twelve members of the European Monetary Union since the launch of the euro. Furthermore, currency boards do not appear to be different from currency unions – both reduce the pass-through from depreciation to inflation. The negative impact of common currencies on exchange rate pass-through appears to be increasing with per capita incomes and increasing over time. Section 5 concludes.

These results are important and exciting for several reasons. First, a fall in ERPT is an added benefit of participating in a common currency arrangement. It tilts the balance of costs and benefits away from having a flexible exchange rate, and toward a currency board or a currency union.

Second, on the issue of ERPT under the euro, several previous studies were inconclusive, while the results here are fairly strong. Lower pass-through reduces the volatility of domestic inflation and makes it easier to achieve

[3]See The Economist (2003) which cites a related study by Dresdner Kleinwort Wasserstein (DKW).

monetary stability inside the euro area. Low pass-through means that inflation forecasts should place a lower weight on exchange rate fluctuations. A decline in pass-through means that policymakers at the European Central Bank (ECB) should pay less attention to volatility in the euro's external value because its capacity to affect the euro area's macro-economy has diminished. Inflation targeting by the ECB should become somewhat easier if central bankers can shift their attention away from the exchange rate.

Third, this study sheds new light on inflation dynamics in the three new EU member countries with currency boards in place (Bulgaria, Estonia, and Lithuania). In particular, it turns out that currency boards mimic currency unions, as far as their impact on ERPT is concerned. My results indicate that the three new EU members with currency board arrangements have already enjoyed the insulation benefits of the European Monetary Union (EMU). The pass-through from depreciation to inflation in those countries is lower than in the remaining seven countries in Central and Eastern Europe (CEE). One might argue that Bulgaria, Estonia, and Lithuania have already taken the EMU out for a "test drive". Therefore, this study would be of special interest to policymakers at CEE central banks who have been planning for joining the ERM II and ultimately for adopting the euro.

Fourth, exchange rate pass-through connects the nominal exchange rate to the real economy. Lower pass-through reduces the real effects of nominal exchange rate volatility by reducing its expenditure-switching effects. Due to lower ERPT, exchange rate swings have a smaller impact on the relative prices of domestic and foreign goods, and thus, on the trade balance and the current account.

Finally, as pointed out by Taylor (2000), lower ERPT rotates the Phillips Curve – the cost for any reduction in the unemployment rate in terms of extra inflation is lower than before.

Literature Review

The recent empirical literature has recorded a broad-based decline in exchange rate pass-through over the past 15 years or so. McCarthy (2000) and Gagnon and Ihrig (2004) were the first two papers to uncover a decline in ERPT for rich industrialized countries.[4] Frankel, Parsley, and Wei (2005) have extended this finding to developing countries as well – as the authors put it, "slow and incomplete pass-through is no longer exclusively a luxury of

[4]Both papers were first circulated around 1999.

industrial countries".[5] Several reasons have been given for the decline in ERPT around the world, and BIS (2005) offers a nice summary. First, international competition in goods markets has increased, especially with the integration of China and India into the global economy. Such increased competition reduces the "pricing power of firms" – their ability to pass along cost increases to consumers. Instead, profit margins along the distribution chain act as shock-absorbers. Second, labor markets have become more competitive as well, especially in rich industrialized countries. Labor unions have become less powerful and more quiescent.

Third, monetary authorities around the world have become more aggressive in keeping inflation down – the 1990s went on record as the decade with the lowest global inflation in recent memory. Aggressive monetary policy anchors inflationary expectations. Economic agents are prone to see any shocks to costs and prices (exchange rate shocks, for example) as likely to be targeted by monetary policy, and therefore as temporary. Taylor (2000) was the first paper to discuss this last channel. In essence, Taylor describes a virtuous cycle under which lower inflation leads to lower ERPT, but lower ERPT in turn helps keep inflation low and stable. The key idea of the paper is that a low level of inflation is associated with low inflation persistence. That means any cost shocks are less likely to be permanent. Hence, firms reduce the extent to which they pass through such costs shocks to their retail prices.

Fourth, Burstein, Eichenbaum, and Rebelo (2002) have found that pass-through has been unusually low in the aftermath of several recent large devaluations in developing countries. The authors explain this finding with substitution away from foreign goods toward lower-quality domestically produced alternatives.

The worldwide decline in ERPT might be explained by the proliferation of currency unions and currency boards in the last 15 years. Several authors have already studied exchange rate pass-through under currency unions, with a special focus on the European Monetary Union, but their results have been weak or inconclusive – see Kieler (2001), Hüfner and Schröder (2003), and Campa, Goldberg, and Gonzalez–Minguez (2005). Campa *et al* (2005) is the most recent and most comprehensive investigation into the existence of a potential structural break in ERPT in the euro area following the euro's launch. Their paper looks at monthly price aggregates across 11 member countries

[5]Note, however, that Frankel, Parsley, and Wei (2005) use price data of very narrowly defined brand commodities. The policy implications of their study are unclear, given that monetary authorities typically focus on broad price indices, such as the CPI.

and 9 industries. The authors estimate a simple equation in first differences using OLS for a sample period ending in May 2004. They find weak statistical evidence that ERPT *might* have declined following the euro's arrival. While most of their regression coefficients are not statistically significant, they do point toward a reduction in pass-through. The authors conclude that "a wider decline in pass-through might be taking place" but it is "too early" to be sure.

As should be obvious from the quotation above, the main obstacle for all these studies is data availability. Not enough time has elapsed since the euro's launch to give empirical researchers enough observations to allow them to draw conclusions about the impact of EMU on exchange rate pass-through. My paper differs from this and the other papers cited above in three important dimensions. First, I tackle the obstacle of insufficient data by changing the focus slightly – I analyze "common currency arrangements" (defined to include both currency unions and currency boards) in the context of a broad panel of 101 countries over three decades. My dataset includes 32 countries which have participated in a currency union or a currency board over the past three decades.[6] The remaining 69 countries will serve as a control group. Therefore, my research question is: does ERPT decline in countries with common currencies, *relative to* all other countries? Figuratively speaking, I put all my money on building a dataset which would give the greatest possible amount of statistical power. To the extent that there are compromises in my empirical methodology, they are driven by the need to collect data for as many countries and for as long a period of time as possible. The number of variables for which I can find data for 101 countries in the world is not terribly long.

Second, my data extend until the first quarter of 2006, while the sample in Campa *et al* (2005) ends in May 2004. Third, Campa *et al* (2005) focuses on pass-through from shocks to a country's bilateral exchange rate with the US dollar. In this paper, I look at shocks to the overall nominal *effective* exchange rate index for each country.

Why Should Common Currencies Reduce Exchange Rate Pass-through?

I am aware of three *theoretical* explanations for why ERPT can be expected to decline under a common currency (defined as either a currency board arrangement or an outright currency union). First, a common currency

[6] Ireland has done so twice – see Table 1.

might have a strong effect on trade flows. Both Rose (2000) and Frankel and Rose (2002) find that currency unions and boards promote trade openness. A common currency might boost trade among members ("trade creation") by eliminating exchange rate risk and by reducing transaction costs in bilateral trade. A common currency might also reduce trade with outsiders ("trade diversion"). If countries sharing a common currency become less dependent on imports from other countries and less exposed to the relative price swings caused by exchange rate volatility, then it is logical to expect that ERPT will decline. As one example, by replacing twelve national currencies, the euro in effect merged twelve relatively small and open economies into one large and closed economic area. It is logical to expect that exchange rate pass-through has declined as a result.

This argument easily extends to currency boards as well. Figure 1 shows quarterly data on the role of the euro area in Bulgaria's direction of trade since 1995. Since the launching of Bulgaria's currency board in mid-1997, the share of imports from the euro area (out of total imports) has increased from around 30 per cent to around 45 per cent in mid-2004. The euro area's trade share has fallen since then to approximately 38 per cent in mid-2006. It is logical to guess that such a decline is driven by the high world price of crude oil (most of which Bulgaria imports from Russia). However, a more careful look at the data reveals that the euro area's declining share is mostly driven by rapidly expanding imports from other Balkan countries, from Asia, and from the Americas.[7] Nevertheless, a significant increase in the Euro area's share of Bulgarian imports appears to have taken place since mid-1997.

Second, Devereux, Engel, and Tille (2003) have hypothesized, again in the context of the euro, that a currency union will affect the pricing decisions of outside exporters. Let's focus, without loss of too much generality, on a US company exporting to the euro area member countries. Before 1999, the US company typically priced its exports to those twelve countries in dollars. The alternative would have been to price these goods in twelve different currencies, and maintain a dozen hedging operations. The transaction and menu costs would have been too high. As a result, before 1999 US exports to the euro area were overwhelmingly priced in dollars, and the domestic currency price of these goods in the destination countries adjusted with the dollar exchange rate. Pass-through, in other words, must have been relatively high, while the profit margins of US exporters must have been relatively stable.

[7]Further details are available from the author, upon request. This claim holds regardless of whether we look at total imports or at imports excluding energy sources.

After 1999 (and especially after 2002), a US company would be more likely to price its exports to members of the euro area in euro. This is due to "pricing to market," that is, the attempt to stabilize the price faced by destination market consumers. A US company would engage in pricing to market in order to protect its share in the destination market, as its "pricing power" would be smaller than before. As a result, its profit margins would fluctuate with the dollar/euro exchange rate. However, pass-through would be much lower than before.

Once again, this story extends easily to currency boards. Figure 1 reports quarterly data on the role of the euro in the currency structure of Bulgaria's imports since 1999. The share of imports priced in euros (or the euro's legacy currencies) has increased from around 46 per cent in 1999 to around 59 per cent in mid-2006. Once again, the euro share has fallen slightly over the past two years, and that is probably due to increasing imports from Asia and the Americas which are more likely to be invoiced in US dollars.

If Figure 1 is not convincing enough, Figure 2 reports results from a simple data transformation. Essentially, I divided one of the shares displayed in Figure 1 by the other. The resulting ratio shown in Figure 2 is the ratio of trade in euro to trade with the euro area. Imports priced in euro were 1.07 of imports from the euro area in 1999, and the ratio has increased monotonically to 1.55 in 2006. Today, imports priced in euro exceed by 55 per cent imports from the euro area. Obviously then, more and more third-country companies choose to price their exports to the Bulgarian market in euro.

Third, maintaining a currency board has reduced dramatically inflation rates in the adopting countries. A similar effect has occurred under monetary union, for example, in the peripheral countries of the euro area (Portugal, Spain, Italy, Greece). While all of these countries had a long earlier history of high and persistent inflation, under the euro inflation rates have gone down to the levels enjoyed by Germany.

Taylor (2000) has argued that exchange rate pass-through depends on the anticipated persistence of an exchange rate shock – the more persistent the shock is expected to be, the faster and higher the adjustment in prices. Joining a currency union (or a currency board) should reduce the persistence of exchange rate shocks. ERPT should decline as a result. Obviously, the inflationary expectations of firms and households and the credibility of the monetary authority play a key role here. As one illustration of Taylor's argument, in many (primarily developing) countries, monetary policy lacks transparency. In those countries the private sector cannot easily observe the true stance of monetary policy. However, the exchange rate is easily observable, and exchange rate changes might be interpreted by the private sector as signals about the policy stance of the central bank. If the currency

depreciates, firms and households might conclude that the central bank is rapidly expanding the money supply. The private sector will expect higher inflation and will incorporate those inflationary expectations in their price- and wage-setting decisions. Pass-through from depreciation to inflation will be high, as a result.

Currency unions and currency boards illustrate the mirror image of this argument. In a currency board, the central bank's behavior is completely transparent, and is guided by a simple rule. Any fluctuations in the nominal (effective) exchange rate are completely exogenous, in the sense that the NEER is completely outside the control of the monetary authority. Under a currency board, the private sector interprets NEER fluctuations not as a signal about the stance of monetary policy, but as a foreign shock hitting the economy.[8] Exchange rate pass-through should be lower then.

The Empirical Model

In general, the degree of ERPT depends on the share of imports in the CPI – in a more open economy, domestic inflation is more sensitive to exchange rate shocks. This is because imported goods enter directly into the computation of the CPI, and also because imported inputs might be important in the production of domestic goods (both traded and non–traded). In the canonical Mundell–Fleming model of the small open economy, pass-through is assumed to be unitary – a 10 per cent depreciation of the domestic currency leads ultimately to a 10 per cent increase in the domestic price of imports and in all other domestic prices (because the economy is small). Empirical evidence indeed suggests that ERPT is high (though not quite unitary) for real-world small open economies. On the contrary, ERPT is ultimately incomplete for a large closed economy like the United States.

Exchange rate pass-through further depends on the pricing decisions of firms, and the extent to which they adjust their profit margins in response to exchange rate volatility. Campa and Goldberg (2006) argue that profit margins typically drop during depreciation episodes and this decline may dampen ERPT. Campa and Goldberg (2006) also emphasize the role played by fixed distribution costs in reducing exchange rate pass-through.

Previous studies find that ERPT also depends on the degree of real exchange rate misalignment in a particular country. In countries with undervalued currencies, pass-through would be higher since higher inflation

[8] This point is due to Dabusinskas (2003).

in response to depreciation would help return the real exchange rate to its equilibrium path.

The empirical model estimated in this section incorporates the factors mentioned above, and is closest to the ones in Goldfajn and Werlang (2000), Choudhri and Hakura (2001), and Frankel *et al* (2005). All three papers estimate a simple markup pricing equation for a broad panel (consisting of at least 70 countries over 10 years or more).

Model setup

The pricing equation underlying the empirical estimation is as follows:

$$P_{i,t} = \left(P^*_{i,t}\right)^{\beta_2}\left(E_{i,t}\right)^{\beta_3}\mu_{i,t}\vec{Z}_{i,t}, \qquad (1)$$

where $P_{i,t}$ denotes the domestic price level in country *i* in period *t*, $P^*_{i,t}$ denotes the foreign price level, $E_{i,t}$ denotes the nominal exchange rate (in units of domestic currency *per one* unit of foreign currency). $\mu_{i,t}$ denotes the markup firms charge on marginal cost. Finally, $\vec{Z}_{i,t}$ denotes a vector of other controls, such as trade openness (exports and imports as a percentage of GDP), the degree of real exchange rate (RER) misalignment, as well as interaction terms. I do not impose the restriction that $\beta_2 = \beta_3$; in other words, shocks to foreign prices and shocks to the exchange rate might have a different impact on domestic prices. Taking natural logs of equation (1), we get:

$$\ln(P_{i,t}) = \beta_2 \ln\left(P^*_{i,t}\right) + \beta_3 \ln\left(E_{i,t}\right) + \ln(\mu_{i,t}) + \ln(\vec{Z}_{i,t}) \qquad (2)$$

I estimate the following differenced stochastic version of equation (2):

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\pi_{i,t-4} + \beta_2\pi^*_{i,t} + \beta_3\varepsilon i,t + \beta_4 Output_gap_{i,t-4} + \beta_5 Openness_{i,t-4} + \beta_6 RER_misalignment_{i,t-4} + \beta_7(Output_gap_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_8(Openness_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_9(RER_misalignment_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_{10} Common_currency_{t-4} + \beta_{11}(common_currency_{t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + u_{i,t} \qquad (3)$$

where $\pi_{i,t} \equiv \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-4}}\right)$ denotes the domestic rate of inflation over the past four quarters in country *i* in period t, $\pi^*_{i,t} \equiv \ln\left(\frac{P^*_{i,t}}{P^*_{i,t-4}}\right)$ the foreign rate of inflation over the past four quarters, and $\varepsilon_{i,t} \equiv \ln\left(\frac{E_{i,t}}{E_{i,t-4}}\right)$ is the rate of

depreciation of the nominal exchange rate over the same time horizon. For all three variables, I am looking at the percentage change over the past four quarters because many earlier studies have noted that exchange rate pass-through tends to peak and level off in approximately one year – see Ross (1998), Goldfajn and Werlang (2000), Hüfner and Schröder (2003), Anderton (2003), Gueorguiev (2003), and Faruqee (2004). Since I look at percentage changes over the last four quarters, seasonality in the data is not an issue.

Exchange rate pass-through is captured by the β_3 coefficient, while β_2 measures the pass-through from shocks to foreign inflation to domestic inflation. β_1 captures the degree of autocorrelation in domestic inflation, that is, the extent to which domestic inflation over the last four quarters is explained, in a statistical sense, by inflation over the preceding four quarters. One can think of it as a measure of inflation persistence.

$Output_gap_{i,t}$ is the deviation of the real GDP of country *i* in period *t* from its potential level. As in Hristov and Mihaylov (2003), it proxies for the markup $\mu_{i,t}$ on marginal cost. Earlier empirical research has shown that markups are procyclical. I expect β_4 to turn up positive – higher markups should filter into higher inflation. $Openness_{i,t}$ denotes exports and imports as a percentage of *GDP*. There is no theoretical presumption about the sign of β_5 – higher trade openness might be associated with higher or lower inflation. $RER_misalignment_{i,t}$ stands for the deviation of the real exchange rate from some "fundamental" level. I expect β_6 to turn up positive: the extent of RER misalignment should be positively associated with inflation. Countries with undervalued currencies (in other words, with real exchange rates above some "benchmark" level) should tend to have higher inflation rates, simply because those would bring the real exchange rate back down to its “normal" level. In a sense, the RER misalignment term substitutes for the lack of an error-correction term in my regression equation.

I also include three interaction terms – of the output gap, trade openness, and RER misalignment with the depreciation rate $\varepsilon_{i,t}$ – in order to measure the impact of these three variables on exchange rate pass-through. I expect β_7, β_8, and β_9 to be all positive. The output gap can be thought of as a proxy for demand shocks, and ERPT should be greater during cyclical upturns since firms should be finding it easier to pass through cost increases. Trade openness should increase pass-through, since greater openness makes domestic markets more sensitive to foreign shocks of any kind. Finally, RER misalignment should be positively associated with ERPT. If the real exchange rate is already undervalued, further nominal depreciation would take the real exchange rate even further above its “equilibrium” level. Under such conditions, a nominal depreciation is more likely to cause higher inflation, which would bring the real exchange rate back down.

Note that the output gap, trade openness, and the degree of RER misalignment all enter equation (3) with a four-quarter lag. We are interested in how the *initial* values of these three variables influence both inflation and exchange rate pass-through over the next four quarters. Finally, the constant and the error term are denoted by β_0 and $u_{i,t}$, respectively.

In order to measure the impact of common currencies, equation (3) is modified by adding a dummy variable (*Common_currency*) which is set to equal unity for each country *i* during each period *t* in which the country participated in a common currency arrangement, defined as either a currency union or a currency board. The regression equation then becomes:

$$\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\pi_{i,t-4} + \beta_2\pi^*_{i,t} + \beta_3\varepsilon i,t + \beta_4 Output_gap_{i,t-4} + \beta_5 Openness_{i,t-4} + \beta_6 RER_misalignment_{i,t-4} + \beta_7(Output_gap_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_8(Openness_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_9(RER_misalignment_{i,t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + \beta_{10} Common_currency_{t-4} + \beta_{11}(common_currency_{t-4}{}^*\varepsilon_{i,t}) + u_{i,t} \quad (4)$$

Preliminary data analysis

The time frequency of the data is quarterly. My dataset runs from Q1 of 1976 to Q1 of 2006 and has 101 countries – see the Appendix for the country list. For domestic inflation I used the CPI (IFS, line 64), since the CPI is the price index most relevant for monetary policy. The data source is the IMF's International Financial Statistics. For the rate of depreciation of the nominal exchange rate and for the RER misalignment variable, I used nominal and real effective exchange rate (NEER and REER) indices. For most countries, the data come from the IFS (lines *neu, nec,* and *rec*). Other sources of NEER and REER data include the European Commission's Price and Cost Competitiveness Report,[9] Eurostat,[10] and the Bank for International Settlements (BIS).[11] REER indices from all four sources are computed based on relative consumer prices. All NEER and REER indices had to be inverted, so that an increase in the inverted index denotes a (real or nominal) *depreciation*.

To construct a measure of real exchange rate misalignment, I applied the Hodrick–Prescott (HP) filter to the (logged) REER index for each country, and took the deviations from the HP-filtered series as a measure of RER misalignment. This is obviously a somewhat informal approach, given the huge literature on equilibrium real exchange rates. However, there is no consensus in that literature on the proper methodology for computing

[9] For Brazil, Estonia, Latvia, Lithuania, and Slovenia.

[10] For Greece, Mexico, and Turkey.

[11] For Argentina, Hong Kong, India, Indonesia, South Korea, and Thailand.

equilibrium RERs. In fact, there exists a veritable zoo of equilibrium concepts with catchy acronyms such as *CHEER, BEER, PEER, DEER, FEER,* and so forth. Given the lack of consensus, using the HP filter to obtain a simple measure of *RER* misalignment is probably not a too far off base. Furthermore, the regression coefficients on the RER misalignment variable in Table 2 work out exactly according to theory. This indicates that my simple measure of RER misalignment is probably highly correlated with the true degree of misalignment.

For foreign inflation, I constructed an index of foreign effective prices for each country by combining its *CPI*, its *NEER* index, and its *REER* index. I manipulated the definition of the real exchange rate as follows:

$$Q_1 = \frac{E_t P_i^*}{P_i} \Leftrightarrow P_t^* \frac{Q_t P_t}{E_t}$$

where I plugged the *REER* index for Q_t, the *CPI* for P_t, and the *NEER* index for E_t. Campa and Goldberg (2006) is another recent paper which employs the same trick.

For trade openness, I used data from the World Bank's *World Development Indicators* (WDI) database on total trade (exports plus imports) as a percentage of the GDP for each country. The WDI data are annual. Therefore, I had to convert the series from an annual to a quarterly frequency by linear interpolation.

For the output gap, I obtained real GDP data from the WDI, then used the HP filter to construct a measure of potential GDP, and took the deviations from the (logged and) HP-filtered series as a measure of the output gap. Once again, WDI data are annual, so I converted them to a quarterly frequency by interpolating exponentially.

While less than a perfect solution, the interpolation of openness and real GDP data should not create significant problems, given that we are interested in the *level* of trade openness, and in the *deviation* of real GDP from its potential value. These probably do not fluctuate too much over the course of a short time horizon of 2–3 quarters.[12]

Table 1 summarizes the 57 different episodes in which 56 different countries have participated in a common currency arrangement over the past three decades. The episodes are reasonably spread out through time – see Figure 3. Due to missing values, the typical actual sample size is 8784 data points, or 74 per cent of the theoretical maximum of 11817 (101 countries* 117 quarters between Q1:1977 and Q1:2006).

[12]It would have been nice to include a wage variable in the pricing equation as well. However, I could not find consistent wage data on all 101 countries in my dataset. The IFS has wage data for only about 40 of the 101 countries in my dataset.

Because the dataset is really a panel, I estimate the model using "fixed effects" ("within") and "random effects" (GLS), in addition to OLS. The "fixed effects" approach assumes that differences across the cross-section units (the 101 countries) are captured by different intercept terms. In other words, each country has its own unique β_0. One can think of the "fixed effects" as capturing all the omitted variables which might be driving inflation in a particular country over a particular four-quarter period.

The "random effects" approach assumes that each cross-section unit has an intercept β_0 which is randomly drawn from a common distribution. The correct estimator to use here is generalized least squares (GLS) since the error terms in the regression are clustered by country and therefore correlated.

In order to estimate the model in equations (3) and (4), we first need to ensure that the included variables are stationary. If we estimate regression equations with non-stationary data, we run the risk of obtaining spurious results. Traditional unit root tests have a well-known problem – their statistical power is quite low in short samples of 2–3 decades. Instead, I report results from panel unit root tests. These have greater statistical power, because they exploit the greater number of degrees of freedom and the panel structure of the dataset. Appendix Tables A1 thru A6 report the results from panel unit root tests on the six variables in the model: domestic and foreign inflation, the rate of exchange rate depreciation, trade openness, RER misalignment, and the output gap. Each table reports the results from six different panel unit root tests. Five of those test the null hypothesis of a unit root: the Levin, Lin, and Chu (LLC), Breitung (B), Im, Pesaran, and Shin (IPS), Augmented Dickey–Fuller (ADF) – Fisher, and Phillips–Perron (PP) – Fisher tests. The Hadri (H) tests the null hypothesis of stationarity against a non-stationary alternative. Three of the six tests (the IPS, ADF–Fisher, and PP–Fisher tests) allow for individual unit root processes for each cross-section unit, while the other three restrict all countries in the panel to a common unit root process. I run three variations of each of the six tests: with a constant and a linear time trend, with a constant only, and including no exogenous variables at all (if possible). The optimal number of lags is selected based on the Schwarz Information Criterion (SIC).

The results from the panel unit root tests for the degree of RER misalignment and the output gap are clear-cut. See Appendix Tables A5 and A6. In all the variants of the five tests where the null hypothesis is that of a unit root, the null is rejected at significance levels of 1 per cent or better. The Hadri test fails to reject the null hypothesis of stationarity. Therefore, we can say with a high degree of confidence that both series are stationary. These results are unsurprising since both series were obtained by using the Hodrick–Prescott filter to de-trend the real GDPs and REER indices of the

countries in my panel. Deviations from the HP-filtered series are stationary almost by construction.

For the remaining four series, the results are somewhat ambiguous. See Tables A1 thru A4. If we take the domestic rate of inflation as an example (Table A1), the five tests testing the null of a unit root reject that null hypothesis strongly, with only two exceptions: the LLC tests with a constant, and with a constant and a linear time trend. However, the Hadri test also rejects strongly the null hypothesis of stationarity.

A similar pattern holds for the other three variables as well: the tests find it quite easy to reject both null hypotheses. Given the inconclusive results here and given that the literature is dominated by estimations of models in first log-differences, I assume tentatively that domestic and foreign inflation rates, the rate of exchange rate depreciation, and trade openness are stationary, and proceed to estimate equations (3) and (4) with that assumption. One alternative would have been to use the first differences of π, π^*, and ε, but that would have obscured the economic content behind the regression analysis: the regression coefficients could no longer be interpreted as measures of pass-through. A further argument in favor of the chosen estimation approach is that panels in general are less prone to generating spurious estimates. Spurious results in time series regressions are due to the covariance between a non-stationary regressor and a non-stationary error term. This is less of a problem in panel data due to the fact that regressors and error terms are averaged across independent cross-section units.[13]

Results

Table 2 reports results from estimating equation (3), using three different estimation techniques, and dropping the interaction terms, as a robustness check. The overall fit of the model is quite good – the R^2 ranges from 0.83 to 0.86. Most regression coefficients reported in that table are statistically significant. Looking across the last three columns of Table 2, note that the coefficients estimates appear to be fairly robust to the estimation techniques used. The exchange rate pass-through coefficient β_3 ranges between 0.51 and 0.53. Pass-through from foreign inflation shocks to domestic inflation (β_2) ranges between 0.73 and 0.74. This pass-through coefficient is higher than the ERPT coefficient – which is consistent with results reported in McCarthy (2000), Hahn (2003), and Warmedinger (2004).[14]

[13]This argument is due to Anderton (2003).

[14]However, Frankel et al (2005) finds the opposite – pass-through from exchange rate shocks exceeds the one from shocks to foreign inflation. Finally, Anderton (2003) cannot reject the null hypothesis that these two pass-through coefficients are equal.

Intuitively, one might explain the finding that $\beta_2 > \beta_3$ with the different degree of anticipated persistence for the two shocks. Nominal prices are typically quite sticky. Thus, any shock to foreign inflation will be perceived by domestic firms and households as more likely to be permanent. As a result, pass-through to domestic prices will be relatively high. On the contrary, exchange rates are notorious for their volatility. Therefore, exchange rate shocks will be perceived as less likely to be permanent, and ERPT will be somewhat lower than pass-through from shocks to foreign inflation.

In the last three columns of Table 2, the inflation persistence parameter ranges from 0.18 to 0.21. Given that β_2 and β_3 only measure pass-through over a four–quarter horizon, combining these two with β_1 would allow us to measure the long-run (infinite-horizon) pass-through. For shocks to foreign inflation and to the exchange rate, the long-run pass-through coefficients would be given by $\frac{\beta_2}{1-\beta_1}$ and $\frac{\beta_3}{1-\beta_1}$, respectively. Using the numbers in columns (4)–(6), long-run pass through ranges from 0.90 to 0.92 for shocks to foreign inflation, and between 0.62 and 0.67 for shocks to the nominal effective exchange rate. These are only slightly higher than the four-quarter pass-through coefficients reported in columns (4) thru (6), thus confirming the empirical findings of many other authors (cited earlier) that most of the pass-through of foreign shocks to domestic inflation occurs within the first four quarters following the shock.

The coefficients on *Openness* are small, mostly insignificant, and their sign flips between positive and negative. As hypothesized earlier, there does not appear to be a robust relationship between trade openness and inflation. However, the coefficient on the interaction between openness and the rate of depreciation is positive, highly statistically significant (for the most part), and large in economic terms (around 0.21). As expected, a higher degree of trade openness is associated with higher exchange rate pass-through.

The extent of RER misalignment is positively associated with inflation. Countries with undervalued currencies (in other words, with real exchange rates above some “benchmark” level) tend to have higher inflation rates, simply because that would bring the real exchange rate back down to its "normal" level. Furthermore, RER misalignment raises ERPT, as the coefficients on the interaction term in Table 2 show. This is also an intuitive result – if the real exchange rate is already depreciated, further nominal depreciations would take the RER even further away from its “normal” level. Therefore, nominal depreciations are more likely to cause higher inflation, which brings the real exchange rate back down.

Finally, the output gap is positively associated with inflation. Countries experiencing cyclical upturns tend to have higher inflation rates. Surprisingly, the coefficient on the interaction between the output gap and the rate of depreciation is negative, large, and highly statistically significant. I will discuss the intuition behind this result later.

Table 3 reports the results from estimating equation (4). The regression coefficients on all the variables which carried over from equation (3) are essentially unchanged, compared to Table 2. The coefficient on the *Common_currency* dummy variable is always negative and typically (in five out of six estimates) statistically significant. Participating in a common currency area (a currency union or a currency board) reduces trend inflation (the constant in both regression equations) by about 1 per cent.

More interestingly, the coefficient on the interaction between the *Common_currency* dummy variable and shocks to the NEER is negative, highly statistically significant (when all interaction terms are included), and reasonably large in economic terms. Participation in a common currency cuts ERPT in half – from 0.50 to about 0.25. This is the central result of this paper.

As a robustness check, Table 4 reports estimates of equation (4) at the eight-quarter time horizon. That is, I look at domestic and foreign inflation and exchange rate depreciation over the latest eight quarters. And I also look at trade openness, the output gap, the degree of RER misalignment, and participation in a common currency at the beginning of the eight-quarter period. The estimates reported in Table 4 are consistent with those in Table 3, taking into account the longer time horizon.

The long-run (infinite-horizon) pass-through coefficients implied by Table 4 range from 0.84 to 0.87 for shocks to foreign inflation, and between 0.63 and 0.69 for shocks to the nominal effective exchange rate. These are almost identical to the estimates based on Table 3.

Next, I slice the dataset in various ways to see if the impact of common currencies on exchange rate pass-through differs for various subsamples. First, I zoom in on the European Monetary Union. Several authors have already studied ERPT in the euro area and have tried to find a structural break in pass-through following the introduction of the euro – papers include Kieler (2001), Hüfner and Schröder (2003), and Campa, Goldberg, and Gonzalez–Minguez (2005). However, their results have been weak or inconclusive. In contrast, in my dataset I find a sizeable reduction in ERPT in the member countries of the euro area after 1999.

To show this, I split the *Common_currency* dummy into two dummy variables: *EMU* and *Non_EMU_common_currency*. *Non_EMU_common_currency* covers all common currency arrangements outside of the *EMU*. Each dummy covers 12

and 20 countries, respectively. Results are reported in Table 5. The first three columns report regressions with the full sample of 101 countries. Of most interest are the last two rows of the table which report the coefficients of the interactions of the two dummy variables *Non_EMU_common_currency* and EMU with $\varepsilon_{i,t}$. Being a member of a common currency outside of the EMU reduces exchange rate pass-through by about 0.25, and the effect is significant in the panel regressions. Membership in the euro area reduces pass-through by a lot more, and the effect is significant at the 1 per cent level in all three specifications. Essentially, it appears that if you belong to the EMU, exchange rate pass-through falls off to approximately zero (taking into account the large standard errors on the interaction term between *EMU* and $\varepsilon_{i,t}$).

Columns (4) thru (6) report results from a sample restricted to the 30 member countries in the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). All twelve EMU members belong to the OECD. The OECD members outside the euro area provide a control group of countries with a similar institutional framework and a similar level of economic development.[15] My research question then becomes: is there a significant difference in ERPT under the euro, relative to the control group? The answer is yes, although the reduction in pass-through is not as large as it was in the full sample. Of course, the control group is different now.

Columns (7) thru (9) report results from estimating equation (4) for a subsample consisting of the 27 member countries of the European Union (including Bulgaria and Romania). So this time, the 15 countries which belong to the EU but do not participate in the EMU provide a control group.[16] Once again, belonging to the euro area is statistically associated with a large and significant reduction in the sensitivity of domestic inflation to exchange rate shocks.

Interestingly, the coefficient on *Output_gap* in the last three columns of Table 5 is substantially smaller than in the full sample. Perhaps EU member countries tend to run a more credible monetary policy and cyclical upturns do not create inflationary pressures to the same extent as in non-EU countries. Another interesting result here is that the coefficient on (*output_gap** $\varepsilon_{i,t}$) is positive, large, and significant. A positive output gap (real GDP above potential) is associated with higher pass-through, perhaps because firms find it easier to pass through cost increases when the economy is booming.

As a next step, I study the impact of common currencies on exchange rate pass-through in the ten countries of Central and Eastern Europe (CEE) which recently joined the European Union (including Romania and Bulgaria). Of those countries,

[15]Of course, pre–1999 observations from the 12 Euro area countries are also part of that control group.

[16]See the previous footnote.

Estonia, Lithuania, and Bulgaria have maintained currency boards since 1992, 1994, and 1997, respectively. I split the *Common_currency* dummy into two dummies whose names should be self-explanatory: *Non_CEE_common_currency* and *CEE_common_currency*. The split here is fairly asymmetric: each variable covers 29 and 3 countries, respectively. Results are reported in Table 6.

The first three columns report estimates from the full sample, while the last three columns limit the sample to the 10 CEE countries only. The two coefficients involving the *Non_CEE_common_currency* dummy variable turn out to be quite similar to those reported in Table 3, as expected. It turns out that the reduction in pass-through among the three CEE currency boards is much stronger than in the typical common currency arrangement – around 0.36. This result survives in the last three columns of the table where I look at the very small subsample of the 10 CEE countries.

As a further step, I explore whether currency unions differ from currency boards in their impact on ERPT. So far, the two monetary arrangements were lumped together. However, there are important differences between the two. Arguably, currency unions are a more transparent and also more credible institutional arrangement than currency boards. On the other hand, Frankel and Rose (2002) tested for a difference in the trade-creating effects of the two arrangements and found none. I replace *Common_currency* with two dummy variables: *Currency_union* and *Currency_board*, covering 20 and 12 countries, respectively. As reported in Table 7, membership in both currency unions and currency boards is associated with lower inflation and with lower pass-through. If anything, the reduction in pass-through under currency boards might even be a bit larger than under currency unions. However, the difference between the two coefficient estimates appears too small to be statistically significant in all three columns of the table. The results here match those in Frankel and Rose (2002): we find no difference between currency unions and currency boards, at least as far as their impact on ERPT is concerned.

In the next table (Table 8), I explore whether common currency arrangements work differently on different continents. I look at common currencies in Africa, the Western Hemisphere, and Europe. There are 7 such arrangements in Africa, 9 in the Western Hemisphere, and 15 in Europe.[17] Judging by the results in Table 7, there is strong evidence that common currencies reduce the level of inflation in Africa. The evidence is also strong that common currencies reduce the pass-through from depreciation to

[17]The only one not covered is the currency board in Hong Kong.

inflation on all three continents. The reduction in ERPT is stronger in the Western Hemisphere than it is in Africa, and it appears to be strongest in Europe. Such a ranking correlates with per capita incomes: Africa is the poorest continent of the three, while Europe is by far the richest.

Therefore, it makes sense to investigate if the impact of common currencies is different at different levels of economic development. For that purpose, I divide the 101 countries in my dataset into two groups: those whose per capita GDP was above $10,000 in the year 2005, and those below that threshold. I ended up with 50 relatively high-income countries and 51 relatively low-income countries (see Table 9).[18] Furthermore, I split the *Common_currency* dummy into 2 separate dummy variables. *Common_currency_Rich* equals unity for each high-income country during each quarter in which that country participated in a common currency. *Common_currency_Poor* is defined symmetrically. Of the 32 countries which have participated in a common currency arrangement, 18 were high-income countries in 2005, while 14 were low-income countries.

Results are reported in Table 10. The first three columns of that table report regressions using the full dataset. Splitting participants in common currency arrangements into high-income and low-income countries produces some interesting results. For example, it turns out that *Common_currency_Rich* is not associated with lower inflation, while there is still a strong negative relationship between *Common_currency_Poor* and the inflation rate. Perhaps for relatively low-income countries, participating in a common currency is viewed primarily as a ticket to monetary stability, while for high-income countries giving up monetary sovereignty is not the only path, and there are alternative institutional mechanisms to commit to low inflation.

Furthermore, it turns out that common currencies reduce exchange rate pass-through in rich and poor countries alike – the coefficients on the interactions with $\varepsilon_{i,t}$ are uniformly negative and uniformly statistically significant. However, the reduction in ERPT is significantly larger for relatively high-income countries.

Columns (4) thru (6) report regression results for a subsample limited only to the 50 relatively high-income countries, while columns (7) thru (9) report results for the subsample consisting of the 51 low-income countries. The results on common currency membership reported in columns (4)–(9) are consistent with those in columns (1)–(3).

[18]The data source was the CIA's World Factbook online. Their GDP numbers are adjusted for purchasing power parity (PPP).

Table 11 investigates whether the impact of currency unions and currency boards has evolved over time. I look separately at common currency arrangements over three time periods: 1976–1985, 1986–1995, and 1996–2006.[19] Membership in a common currency reduces exchange rate pass-through in all three periods. However, the effect appears to be getting stronger quantitatively over time.

Finally, let me return to the surprising finding of a strongly negative coefficient sign on the interaction between the output gap and the rate of depreciation (*output_gap*$*\varepsilon_{i,t}$). If you look at Tables 5, 6, and 10, the interaction coefficient is always negative when we look at the full sample of 101 countries, or when we look at a subsample dominated by relatively poor and developing countries. But the coefficient is either insignificant, or both positive *and* significant if we look at relatively rich and developed economies. For example, the interaction coefficient is:

- strongly negative in the first three columns of Tables 5, 6, and 10, each covering the full sample of 101 countries;

- strongly negative in the last three columns of Table 10 (covering a sub–sample of 51 relatively poor countries), but mostly insignificant in the middle three columns of that table (analyzing a subsample of 50 relatively rich countries);

- insignificant in the middle three columns of Table 5 (covering 30 OECD countries), and both positive *and* significant in the last three columns (EU–27);

- mostly insignificant in the last three columns of Table 6 (10 CEE countries).

Obviously then, the negative coefficient on (*output_gap*$*\ \varepsilon_{i,t}$) in the full sample of 101 countries is driven by the relatively poor, developing countries in the sample. This might be because in those countries periods of exchange rate depreciation tend to be associated with recessions, and high inflation. And vice versa, economic booms go hand in hand with stronger currencies and lower inflation.

Of course, in relatively rich, developed economies exchange rate depreciations have the classical effect (from undergraduate textbooks) of stimulating aggregate demand and causing a cyclical upturn in output. Thus, in those countries the exchange rate, output, and prices all move up or down together.

Relatively poor, developing countries dominate the full sample of 101 countries because there are more outlier observations among them: periods of very high depreciation combined with deep recessions and high inflation.

[19]See again Figure 3 for the evolution of membership in common currencies over the past three decades.

Concluding remarks

Earlier studies have offered theoretical arguments for why the adoption of a currency board or a currency union might reduce the pass-through from the exchange rate to the domestic price level. Bulgarian data were used to illustrate these theoretical arguments. By analyzing a broad panel of 101 countries over the period 1976–2006, this paper has found that indeed exchange rate pass-through tends to decline in countries participating in a common currency arrangement. In particular, there has been a strong reduction in ERPT in the twelve members of the European Monetary Union since the launch of the euro. Currency boards do not differ from currency unions – both reduce the pass-through from depreciation to inflation. The negative impact of common currencies on exchange rate pass-through appears to be increasing with per capita incomes and increasing over time.

Verifying empirically that ERPT declines under a common currency is important for several reasons. First, lower pass-through is a benefit of participating in a common currency arrangement. It tilts the balance of costs and benefits toward a currency board or a currency union, and away from having a flexible exchange rate.

Second, several previous studies were inconclusive about pass-through under the euro, while the results here are fairly strong. Lower pass-through makes it easier to achieve monetary stability in the euro area. It means that inflation forecasts should place a lower weight on exchange rate fluctuations. It also means that policy-makers at the ECB should pay less attention to volatility in the euro's external value because its capacity to affect the euro area's macroeconomy has diminished. Inflation targeting by the ECB should become somewhat easier if central bankers can shift their attention away from the exchange rate.

Third, this study shows that currency boards mimic currency unions, as far as their impact on ERPT is concerned. My results indicate that the three new EU members with currency board arrangements have already enjoyed the insulation benefits of the European Monetary Union (EMU). The pass-through from depreciation to inflation in those countries is lower than in the remaining seven CEE countries. Bulgaria, Estonia, and Lithuania have already taken the EMU out for a “test drive.”

Finally, exchange rate pass-through connects the nominal exchange rate to the real economy. Lower pass-through reduces the real effects of nominal exchange rate volatility by reducing its expenditure-switching effects. Due to lower ERPT, exchange rate swings have a smaller impact on the relative prices of domestic and foreign goods, and thus, on the trade balance and the current account.

Table 1

LIST OF CURRENCY UNIONS AND CURRENCY BOARDS AROUND THE WORLD (IN EXISTENCE IN OR AFTER 1976)

COUNTRY	CURRENCY UNION OR CURRENCY BOARD	START	END
Anguilla	*Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank*	*1935*	*present*
Antigua and Barbuda	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and in 1976 or 1983); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**
Argentina	**Currency board with USD**	**Q3:1991**	**Q4:2001**
Austria	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Belgium	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Belize	**Currency board with USD and GBP (switches in 1949 and 1974)**	**1894**	**1981**
Benin	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*1976 or earlier*	*present*
Bhutan	*Currency union with Indian Rupee*	*1960 or earlier*	*present*
Bosnia and Herzegovina	*Currency board with DEM, later EUR*	*Q3:1997*	*present*
Botswana	*Currency union with South African Pound/Rand*	*1920*	*Q2:1976*
Brunei Darussalam	*Currency board with Singapore Dollar*	*1967*	*present*
Bulgaria	**Currency board with DEM, later EUR**	**Q3:1997**	**present**
Burkina Faso	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*1976 or earlier*	*present*
Cameroon	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States**	**1976 or earlier**	**present**
Central African Republic	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States**	**1976 or earlier**	**present**
Chad	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States*	*1976 or earlier*	*present*
Comoros	*Currency board with FFR, later EUR*	*Q1:1980*	*present*
Congo, Republic of	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States*	*1976 or earlier*	*present*
Cote D'Ivoire	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States**	**1976 or earlier**	**present**
Czech Republic	**Currency union (Czechoslovakia)**	**1976 or earlier**	**Q4:1992**
Djibouti	*Currency board with USD*	*1949*	*present*
Dominica	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**

(continued)

(continued)

COUNTRY	CURRENCY UNION OR CURRENCY BOARD	START	END
Ecuador	**Currency union with USD**	**Q2:2000**	**present**
Equatorial Guinea	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States**	**Q4:1984**	**present**
Estonia	**Currency board with DEM, later EUR**	**Q3:1992**	**present**
Finland	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
France	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Gabon	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Bank of Central African States**	**1976 or earlier**	**present**
Germany	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Greece	**Currency union (euro area)**	**Q1:2001**	**present**
Grenada	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**
Guinea-Bissau	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*Q2:1997*	*present*
Hong Kong	**Currency board with USD**	**Q1:1984**	**present**
Ireland	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Ireland	**Currency union with GBP**	**1931**	**Q1:1979**
Italy	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Lesotho	**Currency union with South African Pound/Rand**	**1910**	**Q4:1979**
Liberia	*Currency union with USD*	*1822*	*1988*
Lithuania	**Currency board with USD and EUR (switch in 2002)**	**Q2:1994**	**present**
Luxembourg	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Mali	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*Q2:1984*	*present*
Micronesia	*Currency union with USD*	*1944 or earlier*	*present*
Montserrat	*Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank*	*1935*	*present*

(continued)

(continued)

COUNTRY	CURRENCY UNION OR CURRENCY BOARD	START	END
Netherlands	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
Niger	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*1976 or earlier*	*present*
Panama	*Currency union with USD*	*1904*	*present*
Portugal	**Currency union (euro Area)**	**Q1:1999**	**present**
El Salvador	*Currency union with USD*	*Q1:2001*	*present*
San Marino	*Currency union with Italian Lira, later Euro*	*1960 or earlier*	*present*
Senegal	*Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States*	*1976 or earlier*	*present*
Slovakia	**Currency union (Czechoslovakia)**	**1976 or earlier**	**Q4:1992**
Spain	**Currency union (euro area)**	**Q1:1999**	**present**
St. Kitts and Nevis	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and in 1976 or 1983); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**
St. Lucia	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**
St. Vincent and the Grenadines	**Currency board with Trinidad, GBP, and USD (switches in 1951 and 1976); Eastern Caribbean Central Bank**	**1935**	**present**
Swaziland	*Currency union, then currency board with South African Pound/Rand*	*1920*	*1986*
Togo	**Currency union; Colonies Françaises d'Afrique/Central Bank of West African States**	**1976 or earlier**	**present**

Notes: 1. The table lists only member countries of the International Monetary Fund which participated in a common currency arrangement at some point in or after 1976.

2. Highlighted countries are included in my dataset. Italicized countries are not included in my dataset.

3. According to sources, Belize's currency board ended at some point in 1981. For the purposes of the empirical analysis, I assumed that the regime ended in mid-1981. Thus, Q2 of 1981 was coded as the last quarter with Belize's currency board in place.

Sources: Ghosh, Gulde, and Wolf (2000), Frankel and Rose (2002), Reinhart and Rogoff (2002), Schuler (1992), CIA's The World Factbook, IMF's International Financial Statistics, Wikipedia.

Table 2

BENCHMARK PASS-THROUGH EQUATION

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables						
Constant	**0.02**	**0.02****	**0.02*****	**0.01**	**-0.01**	**0.01*****
	(0.016)	*(0.008)*	*(0.004)*	*(0.011)*	*(0.008)*	*(0.004)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.26*****	**0.22*****	**0.24*****	**0.21*****	**0.18*****	**0.20*****
	(0.056)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.040)*	*(0.005)*	*(0.005)*
$\pi^*_{i,t}$	**0.66*****	**0.67*****	**0.66*****	**0.73*****	**0.74*****	**0.73*****
	(0.125)	*(0.015)*	*(0.014)*	*(0.094)*	*(0.013)*	*(0.013)*
$\varepsilon_{i,t}$	**0.54*****	**0.52*****	**0.53*****	**0.53*****	**0.51*****	**0.52*****
	(0.116)	*(0.004)*	*(0.004)*	*(0.131)*	*(0.009)*	*(0.009)*
Openness	**-0.01**	**0.00**	**-0.01****	**-0.01**	**0.02****	**-0.01**
	(0.010)	*(0.010)*	*(0.004)*	*(0.007)*	*(0.009)*	*(0.004)*
RER_misalignment	**0.50*****	**0.49*****	**0.50*****	**0.20**	**0.20*****	**0.20*****
	(0.109)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.199)*	*(0.011)*	*(0.011)*
Output_gap	**0.41*****	**0.37*****	**0.40*****	**0.64*****	**0.61*****	**0.63*****
	(0.114)	*(0.069)*	*(0.070)*	*(0.157)*	*(0.063)*	*(0.064)*
(openness * $\varepsilon_{i,t}$)				**0.20**	**0.22*****	**0.20*****
				(0.144)	*(0.016)*	*(0.015)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,t}$)				**0.03*****	**0.03*****	**0.03*****
				(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,t}$)				**-1.93*****	**-2.08*****	**-1.98*****
				(0.429)	*(0.108)*	*(0.108)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**
R^2	**0.83**	**0.83**	**0.83**	**0.86**	**0.86**	**0.86**

Note: All regressions estimate equation (3) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and *, denote statistical significance at the 1per cent, 5per cent, 10per cent level, respectively. All columns in the table cover the full sample of 101 countries.

Table 3

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables						
Constant	**0.02**	**0.02****	**0.02*****	**0.02**	**0.00**	**0.02*****
	(0.016)	*(0.008)*	*(0.004)*	*(0.011)*	*(0.008)*	*(0.003)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.25*****	**0.22*****	**0.24*****	**0.20*****	**0.18*****	**0.20*****
	(0.056)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.040)*	*(0.005)*	*(0.005)*
$\pi^*_{i,t}$	**0.65*****	**0.67*****	**0.66*****	**0.72*****	**0.74*****	**0.72*****
	(0.123)	*(0.015)*	*(0.014)*	*(0.093)*	*(0.013)*	*(0.013)*
$\varepsilon_{i,t}$	**0.54*****	**0.52*****	**0.53*****	**0.53*****	**0.50*****	**0.52*****
	(0.118)	*(0.004)*	*(0.004)*	*(0.130)*	*(0.009)*	*(0.009)*
Openness	**-0.01**	**0.00**	**-0.01**	**-0.01**	**0.02**	**0.00**
	(0.009)	*(0.010)*	*(0.004)*	*(0.007)*	*(0.009)*	*(0.004)*
RER_misalignment	**0.50*****	**0.49*****	**0.50*****	**0.19**	**0.19*****	**0.19*****
	(0.109)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.199)*	*(0.011)*	*(0.011)*
Output_gap	**0.40*****	**0.37*****	**0.38*****	**0.57*****	**0.55*****	**0.57*****
	(0.118)	*(0.070)*	*(0.070)*	*(0.151)*	*(0.064)*	*(0.064)*
(openness * $\varepsilon_{i,t}$)				**0.22**	**0.24*****	**0.22*****
				(0.142)	*(0.016)*	*(0.015)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,t}$)				**0.04*****	**0.03*****	**0.03*****
				(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,t}$)				**-1.94*****	**-2.08*****	**-1.97*****
				(0.432)	*(0.108)*	*(0.108)*
Common_currency	**-0.01****	**-0.01**	**-0.01*****	**-0.01*****	**-0.02***	**-0.01*****
	(0.005)	*(0.009)*	*(0.005)*	*(0.004)*	*(0.008)*	*(0.004)*
(common_currency * $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.07**	**-0.04**	**-0.06****	**-0.27*****	**-0.24*****	**-0.26*****
	(0.091)	*(0.031)*	*(0.031)*	*(0.060)*	*(0.028)*	*(0.028)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**	**8784**
R^2	**0.83**	**0.83**	**0.83**	**0.86**	**0.86**	**0.86**

Note: All regressions estimate equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. All columns in the table cover the full sample of 101 countries.

Table 4

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH AT THE 8-QUARTER HORIZON

	(1)	(2)	(3)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables			
Constant	**0.03** *(0.028)*	**-0.01** *(0.012)*	**0.03***** *(0.007)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.10***** *(0.034)*	**0.07***** *(0.004)*	**0.08***** *(0.004)*
$\pi^*_{i,\tau}$	**0.78***** *(0.071)*	**0.78***** *(0.013)*	**0.78***** *(0.012)*
$\varepsilon_{i,\tau}$	**0.62***** *(0.148)*	**0.59***** *(0.008)*	**0.60***** *(0.008)*
Openness	**-0.01** *(0.018)*	**0.06***** *(0.015)*	**0.00** *(0.008)*
RER_misalignment	**0.69***** *(0.167)*	**0.71***** *(0.018)*	**0.70***** *(0.018)*
Output_gap	**0.86***** *(0.262)*	**0.81***** *(0.096)*	**0.83***** *(0.096)*
(openness * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.26**** *(0.128)*	**0.29***** *(0.015)*	**0.29***** *(0.015)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.01** *(0.016)*	**0.01***** *(0.002)*	**0.01***** *(0.002)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,\tau\,i}$)	**-1.51***** *(0.534)*	**-1.69***** *(0.109)*	**-1.61***** *(0.109)*
Common_currency	**-0.02*** *(0.009)*	**-0.02** *(0.012)*	**-0.02*** *(0.008)*
(common_currency * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.27***** *(0.061)*	**-0.23***** *(0.031)*	**-0.25***** *(0.030)*
Number of observations	**8275**	**8275**	**8275**
R^2	**0.91**	**0.91**	**0.91**

Note: All regressions estimate equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. All columns in the table cover the full sample of 101 countries.

Table 5

THE IMPACT OF EMU ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables									
Constant	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **	**0.02*** **	**0.05*** **	**0.02*** **	**0.01**	**0.02*** **	**0.01*** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.003)*	*(0.005)*	*(0.004)*	*(0.002)*	*(0.005)*	*(0.007)*	*(0.002)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.18*** **	**0.20*** **	**0.45*** **	**0.41*** **	**0.45*** **	**0.16** **	**0.11*** **	**0.16*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.070)*	*(0.009)*	*(0.008)*	*(0.068)*	*(0.007)*	*(0.007)*
$\pi^*_{i,\tau}$	**0.72*** **	**0.73*** **	**0.73*** **	**0.22*** **	**0.21*** **	**0.22*** **	**0.90*** **	**0.91*** **	**0.90*** **
	(0.093)	*(0.013)*	*(0.013)*	*(0.039)*	*(0.012)*	*(0.012)*	*(0.206)*	*(0.020)*	*(0.020)*
$\varepsilon_{i,\tau}$	**0.53*** **	**0.50*** **	**0.52*** **	**0.58*** **	**0.55*** **	**0.58*** **	**0.71*** **	**0.63*** **	**0.71*** **
	(0.130)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.088)*	*(0.013)*	*(0.012)*	*(0.089)*	*(0.027)*	*(0.026)*
Openness	**0.00**	**0.02** **	**(0.00**	**0.00**	**-0.04*** **	**0.00**	**0.00**	**-0.01**	**0.00**
	(0.007)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.088)*	*(0.013)*	*(0.012)*	*(0.089)*	*(0.027)*	*(0.026)*
RER_misalignment	**0.19**	**0.19*** **	**0.19*** **	**0.31*** **	**0.30*** **	**0.31*** **	**0.68*** **	**0.68*** **	**0.68*** **
	(0.199)	*(0.011)*	*(0.011)*	*(0.032)*	*(0.015)*	*(0.015)*	*(0.140)*	*(0.023)*	*(0.024)*
Output_gap	**0.57*** **	**0.56*** **	**0.57*** **	**0.56*** **	**0.58*** **	**0.56*** **	**0.24***	**0.21*** **	**0.24*** **
	(0.151)	*(0.064)*	*(0.064)*	*(0.153)*	*(0.053)*	*(0.054)*	*(0.126)*	*(0.058)*	*(0.062)*
(openness * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.22**	**0.24*** **	**0.22*** **	**-0.25*** **	**-0.24*** **	**-0.25*** **	**0.11**	**0.16*** **	**0.11*** **
	(0.142)	*(0.016)*	*(0.015)*	*(0.090)*	*(0.023)*	*(0.022)*	*(0.113)*	*(0.031)*	*(0.030)*

(continued)

(continued)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.04*****	**0.03*****	**0.03*****	**-0.09**	**-0.10****	**-0.09***	**0.60*****	**0.68*****	**0.60*****
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*	*(0.120)*	*(0.048)*	*(0.049) -0.29*	*(0.193)*	*(0.055)*	*(0.058)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-1.95*****	**-2.09*****	**-1.98*****	**-0.29**	**-0.36**	**-0.29**	**1.24***	**1.12*****	**1.24*****
	(0.431)	*(0.108)*	*(0.108)*	*(1.144)*	*(0.253)*	*(0.259)*	*(0.666)*	*(0.197)*	*(0.207)*
Non_EMU_common_currency	**-0.01*****	**-0.03****	**-0.01*****				**0.00**	**-0.02*****	**0.00**
	(0.004)	*(0.012)*	*(0.005)*				*(0.003)*	*(0.005)*	*(0.004)*
EMU	**-0.01****	**-0.02***	**-0.01**	**-0.01*****	**0.00**	**-0.01*****	**-0.01**	**0.00**	**-0.01****
	(0.005)	*(0.009)*	*(0.008)*	*(0.003)*	*(0.003)*	*(0.002)*	*(0.004)*	*(0.003)*	*(0.003)*
(non_EMU_common_currency * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.26*****	**) -0.24*****	**-0.26*****				**-0.32*****	**(-0.27*****	**-0.32*****
	(0.060)	*(0.028)*	*(0.028)*				*(0.065)*	*(0.048)*	*(0.046)*
(EMU * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.85*****	**-0.85*****	**-0.84*****	**-0.17***	**-0.16****	**-0.17****	**-0.76*****	**-0.81*****	**-0.76*****
	(0.120)	*(0.261)*	*(0.261)*	*(0.083)*	*(0.074)*	*(0.075)*	*(0.095)*	*(0.086)*	*(0.091)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**3046**	**3046**	**3046**	**2346**	**2346**	**2346**
R^2	**0.86**	**0.86**	**0.86**	**0.90**	**0.88**	**0.90**	**0.92**	**0.91**	**0.92**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and *, denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. Columns (1)–(3) cover the full sample of 101 countries. Columns (4)–(6) cover a subsample restricted to the 30 member countries of the OECD. Columns (7)–(9) cover a subsample restricted to the 27 members of the European Union (including Bulgaria and Romania).

Table 6

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH IN CENTRAL AND EASTERN EUROPE (CEE)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables						
Constant	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **	**0.04**	**0.02**	**0.04*** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.003)*	*(0.027)*	*(0.021)*	*(0.0121)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.17*** **	**0.20*** **	**0.09** **	**0.07*** **	**0.09*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.039)*	*(0.011)*	*(0.010)*
$\pi^*_{i,t}$	**0.72*** **	**0.73*** **	**0.72*** **	**1.17*** **	**1.20*** **	**1.17*** **
	(0.093)	*(0.013)*	*(0.013)*	*(0.119)*	*(0.054)*	*(0.042)*
$\varepsilon_{i,t}$	**0.53*** **	**0.50*** **	**0.52*** **	**0.80*** **	**0.75*** **	**0.80*** **
	(0.131)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.138)*	*(0.053)*	*(0.046)*
Openness	**-0.01**	**0.02** **	**0.00**	**-0.02**	**0.01**	**-0.02**
	(0.007)	*(0.009)*	*(0.004)*	*(0.025)*	*(0.017)*	*(0.010)*
RER_misalignment	**0.191**	**0.19*** **	**0.19*** **	**0.75*** **	**0.74*** **	**0.75*** **
	(0.200)	*(0.011)*	*(0.011)*	*(0.183)*	*(0.048)*	*(0.050)*
Output_gap	**0.58*** **	**0.56*** **	**0.57*** **	**0.12**	**0.12**	**0.12**
	(0.150)	*(0.063)*	*(0.064)*	*(0.147)*	*(0.133)*	*(0.1323)*
(openness * $\varepsilon_{i,t}$)	**0.22**	**0.23*** **	**0.22*** **	**0.07**	**0.11***	**0.07**
	(0.142)	*(0.016)*	*(0.015)*	*(0.168)*	*(0.060)*	*(0.052)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,t}$)	**0.04*** **	**0.03*** **	**0.03*** **	**0.045** **	**0.48*** **	**0.45*** **
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*	*(0.178)*	*(0.089)*	*(0.092)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,t}$)	**-1.95*** **	**-2.11*** **	**-1.97*** **	**0.53**	**0.36**	**0.53***
	(0.432)	*(0.108)*	*(0.108)*	*(0.533)*	*(0.303)*	*(0.312)*
Non_CEE_common_currency	**-0.01*** **	**0.00**	**-0.01*** **			
	(0.004)	*(0.008)*	*(0.004)*			
CEE_common_currency	**0.00**	**-0.20*** **	**0.00**	**-0.01**	**-0.04***	**-0.01**
	(0.006)	*(0.034)*	*(0.015)*	*(0.010)*	*(0.022)*	*(0.008)*
(non_CEE_common_currency * $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.26*** **	**-0.24*** **	**-0.26*** **			
	(0.060)	*(0.028)*	*(0.029)*			
(CEE_common_currency * $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.35** **	**-0.36** **	**-0.37*** **	**-0.21** **	**-0.23*** **	**-0.21*** **
	(0.146)	*(0.145)*	*(0.143)*	*(0.075)*	*(0.076)*	*(0.075)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**537**	**537**	**537**
R^2	**0.86**	**0.86**	**0.86**	**0.96**	**0.96**	**0.96**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticityconsistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. Columns (1)–(3) cover the full sample of 101 countries. Columns (4)–(6) cover a subsample restricted to the 10 countries in Central and Eastern Europe that recently joined the EU (including Bulgaria and Romania).

Table 7

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH: CURRENCY UNIONS VERSUS CURRENCY BOARDS

	(1)	(2)	(3)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables			
Constant	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.004)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.17*** **	**0.20*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*
$\pi^*_{i,\tau}$	**0.72*** **	**0.73*** **	**0.72*** **
	(0.093)	*(0.013)*	*(0.013)*
$\varepsilon_{i,\tau}$	**0.53*** **	**0.50*** **	**0.52*** **
	(0.131)	*(0.009)*	*(0.009)*
Openness	**-0.01**	**0.02*** **	**-0.01**
	(0.007)	*(0.009)*	*(0.004)*
RER_misalignment	**0.19**	**0.19*** **	**0.19*** **
	(0.199)	*(0.011)*	*(0.011)*
Output_gap	**0.58*** **	**0.56*** **	**0.57*** **
	(0.151)	*(0.064)*	*(0.064)*
(openness * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.22**	**0.23*** **	**0.22*** **
	(0.142)	*(0.016)*	*(0.015)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.04*** **	**0.03*** **	**0.03*** **
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,\tau\ t}$)	**-1.95*** **	**-2.10*** **	**-1.98*** **
	(0.430)	*(0.108)*	*(0.108)*
Common_currency	**-0.02*** **	**0.00**	**-0.02*** **
	(0.005)	*(0.008)*	*(0.005)*
(common_currency * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.01**	**-0.10*** **	**-0.01**
	(0.004)	*(0.023)*	*(0.006)*
(common_union * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.24*** **	**-0.22*** **	**-0.24*** **
	(0.070)	*(0.037)*	*(0.037)*
(common_board * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.30*** **	**-0.26*** **	**-0.29*** **
	(0.066)	*(0.042)*	*(0.042)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**
R^2	**0.86**	**0.86**	**0.86**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticityconsistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. All columns in the table cover the full sample of 101 countries.

Table 8

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH ON DIFFERENT CONTINENTS

	(1)	(2)	(3)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables			
Constant	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.003)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.18*** **	**0.20*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*
$\pi^*_{i,\tau}$	**0.72*** **	**0.73*** **	**0.73*** **
	(0.093)	*(0.013)*	*(0.013)*
$\varepsilon_{i,\tau}$	**0.53*** **	**0.50*** **	**0.52*** **
	(0.131)	*(0.009)*	*(0.009)*
Openness	**-0.01**	**0.02*** **	**-0.01** **
	(0.007)	*(0.009)*	*(0.004)*
RER_misalignment	**0.19**	**0.19*** **	**0.19*** **
	(0.199)	*(0.011)*	*(0.011)*
Output_gap	**0.58*** **	**0.56*** **	**0.58*** **
	(0.152)	*(0.064)*	*(0.064)*
(openness * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.22**	**0.23*** **	**0.22*** **
	(0.142)	*(0.016)*	*(0.015)*
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.04*** **	**0.03*** **	**0.03*** **
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,\tau\ t}$)	**-1.95*** **	**-2.08*** **	**-1.98*** **
	(0.429)	*(0.108)*	*(0.108)*
Common_currency_Africa	**-0.03*** **	**-0.04**	**-0.03*** **
	(0.005)	*(0.036)*	*(0.007)*
Common_currency_Western_Hemisphere	**-0.01***	**-0.01**	**-0.01**
	(0.004)	*(0.027)*	*(0.007)*
Common_currency_Europe	**0.00**	**-0.02***	**0.00**
	(0.005)	*(0.09)*	*(0.007)*
Common_currency_Africa * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.23*** **	**-0.22*** **	**-0.23*** **
	(0.069)	*(0.038)*	*(0.037)*
(common_Western_Hemisphere * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.26*** **	**-0.23*** **	**-0.26*** **
	(0.060)	*(0.045)*	*(0.045)*
(common_currency_Europe * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-0.44*** **	**-0.36*** **	**-0.43*** **
	(0.115)	*(0.128)*	*(0.116)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**
R^2	**0.86**	**0.86**	**0.86**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticityconsistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. All columns in the table cover the full sample of 101 countries.

Table 9

A RANKING OF THE 101 COUNTRIES IN THE DATASET BY GDP PER CAPITA (PPP, 2005)

Country	GDP per capita	Country	GDP per capita
LUXEMBOURG	**$55,600**	**BULGARIA**	**$9,600**
EQUATORIAL GUINEA	**$50,200**	URUGUAY	$9,600
NORWAY	$42,300	**ST. KITTS AND NEVIS**	**$8,800**
UNITED STATES	$41,800	BRAZIL	$8,400
IRELAND	**$41,000**	IRAN	$8,300
ICELAND	$35,600	THAILAND	$8,300
DENMARK	$34,600	TUNISIA	$8,300
CANADA	$34,000	ROMANIA	$8,200
HONG KONG	**$32,900**	TURKEY	$8,200
AUSTRIA	**$32,700**	COLOMBIA	$7,900
SWITZERLAND	$32,300	MACEDONIA	$7,800
AUSTRALIA	$31,900	UKRAINE	$7,200
JAPAN	$31,500	DOMINICAN REPUBLIC	$7,000
BELGIUM	**$31,400**	**BELIZE**	**$6,800**
FINLAND	**$30,900**	CHINA	$6,800
NETHERLANDS	**$30,500**	**GABON**	**$6,800**
GERMANY	**$30,400**	VENEZUELA	$6,100
UNITED KINGDOM	$30,300	FIJI	$6,000
FRANCE	**$29,900**	SAMOA	$5,600
SWEDEN	$29,800	**DOMINICA**	**$5,500**
ITALY	**$29,200**	**ST. LUCIA**	**$5,400**
SPAIN	**$25,500**	PHILIPPINES	$5,100
NEW ZEALAND	$25,200	**GRENADA**	**$5,000**
ISRAEL	$24,600	PARAGUAY	$4,900
BAHRAIN	$23,000	GUYANA	$4,600
GREECE	**$22,200**	ARMENIA	$4,500
SLOVENIA	$21,600	**ECUADOR**	**$4,300**
CYPRUS	$21,500	MOROCCO	$4,200
KOREA	$20,400	INDONESIA	$3,600
BAHAMAS	$20,200	INDIA	$3,300
MALTA	$19,900	BOLIVIA	$2,900
CZECH REPUBLIC	**$19,500**	NICARAGUA	$2,900
PORTUGAL	**$19,300**	**ST. VINCENT & THE GRENADINES**	**$2,900**
ESTONIA	**$16,700**	PAPUA NEW GUINEA	$2,600
TRINIDAD AND TOBAGO	$16,700	GHANA	$2,500
HUNGARY	$16,300	**LESOTHO**	**$2,500**
SLOVAKIA	**$16,100**	**CAMEROON**	**$2,400**
LITHUANIA	**$13,700**	PAKISTAN	$2,400
POLAND	$13,300	GAMBIA	$1,900
LATVIA	$13,200	MOLDOVA	$1,800
ARGENTINA	**$13,100**	UGANDA	$1,800
SAUDI ARABIA	$12,800	SOLOMON ISLANDS	$1,700
MALAYSIA	$12,100	**TOGO**	**$1,700**
SOUTH AFRICA	$12,000	**COTE D'IVOIRE**	**$1,600**
CROATIA	$11,600	NIGERIA	$1,400
CHILE	$11,300	**CENTRAL AFRICAN REPUBLIC**	**$1,100**
COSTA RICA	$11,100	ZAMBIA	$900
RUSSIA	$11,100	SIERRA LEONE	$800
ANTIGUA & BARBUDA	**$11,000**	BURUNDI	$700
MEXICO	$10,000	DEMOCRATIC REPUBLIC OF CONGO	$700
		MALAWI	$600

Note: Highlighted countries participated in a common currency at some point in or after 1976.
Sources: CIA's The World Factbook.

Table 10

THE IMPACT OF COMMON CURREN CIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH: HIGH-INCOME VS. LOW INCOME COUNTRIES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**	**OLS**	**Fixed effects (within)**	**Random effects (GLS)**
Independent variables									
Constant	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **	**0.01**	**0.01**	**0.01*** **	**0.02**	**0.00**	**0.02*** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.003)*	*(0.005)*	*(0.004)*	*(0.002)*	*(0.021)*	*(0.017)*	*(0.007)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.18*** **	**0.20*** **	**0.17** **	**0.15*** **	**0.17*** **	**0.21*** **	**0.18*** **	**0.21*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.071)*	*(0.006)*	*(0.005)*	*(0.041)*	*(0.007)*	*(0.007)*
$\pi^*_{i,t}$	**0.72*** **	**0.73*** **	**0.73*** **	**0.82*** **	**0.82*** **	**0.82*** **	**0.72*** **	**0.74*** **	**0.72*** **
	(0.093)	*(0.013)*	*(0.013)*	*(0.148)*	*(0.010)*	*(0.010)*	*(0.099)*	*(0.022)*	*(0.020)*
$\varepsilon_{i,\tau}$	**0.53*** **	**0.50*** **	**0.52*** **	**0.65*** **	**0.61*** **	**0.65*** **	**0.49*** **	**0.48*** **	**0.49*** **
	(0.131)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.094)*	*(0.014)*	*(0.013)*	*(0.154)*	*(0.015)*	*(0.014)*
Openness	**-0.01**	**0.02** **	**-0.01**	**0.00**	**0.00**	**0.00** **	**-0.01**	**0.05** **	**-0.01**
	0.007)	*(0.009)*	*(0.004)*	*(0.002)*	*(0.005)*	*(0.002)*	*(0.017)*	*(0.021)*	*(0.008)*
RER_misalignment	**0.19**	**0.19*** **	**0.19*** **	**0.60*** **	**0.61*** **	**0.60*** **	**0.13**	**0.13*** **	**0.13*** **
	(0.199)	*(0.011)*	*(0.011)*	*(0.075)*	*(0.015)*	*(0.015)*	*(0.212)*	*(0.016)*	*(0.01*
Output_gap	**0.57*** **	**0.55*** **	**0.57*** **	**0.49*** **	**0.49*** **	**0.49*** **	**0.60*** **	**0.57*** **	**0.60*** **
	(0.150)	*(0.064)*	*(0.064)*	*(0.098)*	*(0.044)*	*(0.045)*	*(0.217)*	*(0.107)*	*(0.108)*

(continued)

(continued)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(openness * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.21**	**0.23*****	**0.22*****	**0.11**	**0.15*****	**0.11*****	**0.30**	**0.28*****	**0.30*****
	(0.143)	(0.016)	(0.015)	(0.102)	(0.016)	(0.015)	(0.208)	(0.028)	(0.027)
(RER_misalignment * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**0.04*****	**0.03*****	**0.03*****	**0.51****	**0.49*****	**0.51*****	**0.04*****	**0.03*****	**0.04*****
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*	*(0.194)*	*(0.042)*	*0.042)*	*(0.012)*	*(0.002)*	*(0.002)*
(output_gap * $\varepsilon_{i,\tau}$)	**-1.95*****	**-2.10*****	**-1.98*****	**-0.15**	**-0.60*****	**-0.15**	**-2.16*****	**-2.24*****	**-2.16*****
	(0.432)	*(0.108)*	*(0.108)*	*(0.668)*	*(0.198)*	*(0.196)*	*(0.473)*	*(0.153)*	*(0.154)*
Common_currency_Rich	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**			
	(0.005)	(0.009)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.003)			
Common_currency_Poor	**-0.02*****	**-0.08*****	**-0.02*****				**-0.02*****	**-0.07*****	**-0.02*****
	(0.005)	(0.009)	(0.006)				(0.006)	(0.027)	(0.007)
(common_currency_Rich * ?i,t)	**-0.35*****	**-0.31*****	**-0.34*****	**-0.19****	**-0.15*****	**-0.19*****			
	(0.005)	(0.020)	(0.005)	(0.006)	(0.027)	(0.007)			
(common_currency_Poor * ?i,t)	**-0.23*****	**-0.22*****	**-0.23*****				**-0.27*****	**-0.25*****	**-0.27*****
	(0.067)	(0.034)	(0.034)				(0.090)	(0.047)	(0.047)
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**4494**	**4494**	**4494**	**4290**	**4290**	**4290**
R2	**0.86**	**0.86**	**0.86**	**0.90**	**0.90**	**0.90**	**0.86**	**0.85**	**0.86**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. Columns (1)–(3) cover the full sample of 101 countries. Columns (4)–(6) cover a subsample restricted to 50 relatively high-income countries. Columns (7)–(9) cover a subsample restricted to 51 relatively low-income countries.

Table 11

THE IMPACT OF COMMON CURRENCIES ON EXCHANGE RATE PASS-THROUGH: DECADE BY DECADE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Dependent variable	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$	$\pi_{i,t}$
Estimator	OLS	Fixed effects (within)	Random effects (GLS)	OLS	Fixed effects (within)	Random effects (GLS)	OLS	Fixed effects (within)	Random effects (GLS)	OLS	Fixed effects (within)	Random effects (GLS)
Independent variables												
Constant	**0.01**	**0.00**	**0.02*** **	**-0.03**	**0.02**	**-0.02**	**0.01**	**-0.05**	**0.01**	**0.01**	**0.01**	**0.01** **
	(0.011)	*(0.008)*	*(0.003)*	*(0.028)*	*(0.023)*	*(0.012)*	*(0.018)*	*(0.035)*	*(0.009)*	*(0.006)*	*(0.011)*	*(0.003)*
$\pi_{i,t-4}$	**0.20*** **	**0.17*** **	**0.19*** **	**0.48*** **	**0.45*** **	**0.45*** **	**0.18*** **	**0.10*** **	**0.16*** **	**0.21*** **	**0.17*** **	**0.21*** **
	(0.040)	*(0.005)*	*(0.005)*	*(0.061)*	*(0.021)*	*(0.021)*	*(0.040)*	*(0.009)*	*(0.007)*	*(0.052)*	*(0.008)*	*(0.007)*
$\pi^*_{i,t}$	**0.73*** **	**0.74*** **	**0.73*** **	**0.71*** **	**0.71*** **	**0.71*** **	**0.75*** **	**0.70*** **	**0.77*** **	**0.72*** **	**0.70*** **	**0.72*** **
	(0.095)	*(0.014)*	*(0.013)*	*(0.138)*	*(0.025)*	*(0.024)*	*(0.097)*	*(0.027)*	*(0.022)*	*(0.138)*	*(0.034)*	*(0.031)*
$\varepsilon_{i,t}$	**0.53*** **	**0.51*** **	**0.53*** **	**0.64*** **	**0.61*** **	**0.61*** **	**0.52*** **	**0.45*** **	**0.49*** **	**0.64*** **	**0.61*** **	**0.64*** **
	(0.131)	*(0.009)*	*(0.009)*	*(0.147)*	*(0.023)-*	*(0.022)*	*(0.146)*	*(0.015)*	*(0.014)*	*(0.114)*	*(0.020)*	*(0.019)*
Openness	**0.00**	**0.02** **	**0.00**	**0.01**	**-0.06***	**0.00**	**0.00**	**0.11*** **	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**
	(0.007)	*(0.009)*	*(0.004)*	*(0.013)*	*(0.029)*	*(0.013)*	*(0.014)*	*(0.032)*	*(0.010)*	*(0.004)*	*(0.013)*	*(0.003)*
RER_misalignment	**0.19**	**0.19*** **	**0.19*** **	**0.64*** **	**0.65*** **	**0.64*** **	**0.02**	**0.06*** **	**0.04** **	**0.59*** **	**0.58*** **	**0.59*** **
	(0.199)	*(0.011)*	*(0.011)*	*(0.056)*	*(0.028)*	*(0.026)*	*(0.196)*	*(0.017)*	*(0.017)*	*(0.077)*	*(0.019)*	*(0.018)*
Output_gap	**0.57*** **	**0.55*** **	**0.57*** **	**0.29**	**0.25*** **	**0.25*** **	**0.69** **	**0.81*** **	**0.66*** **	**0.48*** **	**0.43*** **	**0.48*** **
	(0.151)	*(0.064)*	*(0.064)*	*(0.241)*	*(0.085)*	*(0.084)*	*(0.268)*	*(0.144)*	*(0.142)*	*(0.155)*	*(0.065)*	*(0.064)*

(continued)

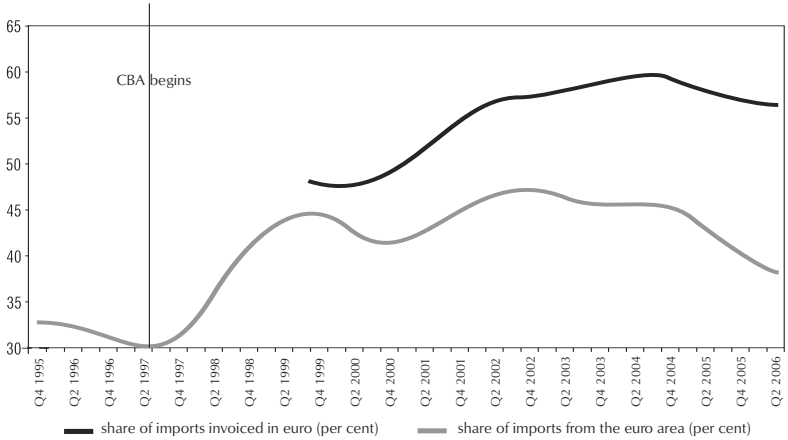
(continued)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(openness* $\varepsilon_{i,t}$)	**0.21**	**0.23*****	**0.22*****	**0.05**	**0.13*****	**0.13*****	**0.27**	**0.32*****	**0.29*****	**0.05**	**0.07*****	**0.05****
	(0.144)	*(0.016)*	*(0.015)*	*(0.137)*	*(0.042)*	*(0.039)*	*(0.199)*	*(0.029)*	*(0.027)*	*(0.185)*	*(0.025)*	*(0.024)*
(RER_misalignment* $\varepsilon_{i,t}$)	**0.04*****	**0.03*****	**0.03*****	**0.06**	**0.06*****	**0.06*****	**0.04*****	**0.03*****	**0.04*****	**0.06**	**0.05*****	**0.06*****
	(0.011)	*(0.001)*	*(0.001)*	*(0.116)*	*(0.023)*	*(0.023)*	*(0.015)*	*(0.002)*	*(0.002)*	*(0.052)*	*(0.019)*	*(0.019)*
(output_gap* $\varepsilon_{i,t}$)	**-1.97*****	**-2.11*****	**-2.00*****	**-0.62**	**-0.98*****	**-0.95*****	**-2.66*****	**-3.09*****	**-2.74*****	**1.11**	**1.08*****	**1.11*****
	(0.429)	*(0.108)*	*(0.108)*	*1.521)*	*(0.316)*	*(0.313)*	*(0.407)*	*(0.157)*	*(0.158)*	*1.730)*	*(0.213)*	*(0.210)*
Common_currency_7685	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**-0.01**	**0.01**	**0.00**						
	(0.008)	*(0.012)*	*(0.008)*	*(0.008)*	*(0.021)*	*(0.014)*						
Common_currency_8695	**-0.03*****	**-0.03****	**-0.03*****				**-0.03*****	**-0.01**	**-0.04*****			
	(0.006)	*(0.011)*	*(0.007)*				*(0.007)*	*(0.143)*	*(0.013)*			
Common_currency_9606	**-0.01****	**-0.01***	**-0.01***							**0.00**	**0.00**	**0.00**
	(0.004)	*(0.008)*	*(0.005)*							*0.004*	*0.006*	*0.003*
(common_currency_7685* $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.11**	**-0.09***	**-0.11***	**-0.09**	**-0.13*****	**-0.14*****						
	(0.096)	*(0.056)*	*(0.056)*	*(0.109)*	*(0.051)*	*(0.050)*						
(common_currency_8695* $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.30*****	**-0.28*****	**-0.30*****				**-0.38*****	**-0.31*****	**-0.36*****			
	(0.064)	*(0.040)*	*(0.040)*				*(0.087)*	*(0.051)*	*(0.051)*			
(common_currency_9606* $\varepsilon_{i,t}$)	**-0.36*****	**-0.31*****	**-0.35*****							**0.26*****	**-0.23*****	**-0.26*****
	(0.066)	*(0.054)*	*(0.053)*							*(0.073)*	*(0.032)*	*(0.031)*
Number of observations	**8784**	**8784**	**8784**	**1890**	**1890**	**1890**	**3139**	**3139**	**3139**	**3755**	**3755**	**3755**
R2	**0.86**	**0.86**	**0.86**	**0.88**	**0.88**	**0.88**	**0.89**	**0.87**	**0.89**	**0.82**	**0.82**	**0.82**

Note: All regressions estimate an expanded version of equation (4) in the main text of the paper. Regressions using the OLS estimator report standard errors which are heteroscedasticity-consistent, as well as robust to clustering by country. Standard errors are reported in parentheses. ***, ** and * denote statistical significance at the 1 per cent, 5 per cent, 10 per cent level, respectively. Columns (1)–(3) cover the full sample of 101 countries. Columns (4)–(6) cover a subsample restricted to the period 1976–1985. Columns (7)–(9) cover a subsample restricted to the period 1986-1995. Columns (10)–(12) cover a subsample restricted to the period 1996–2005.

Figure 1

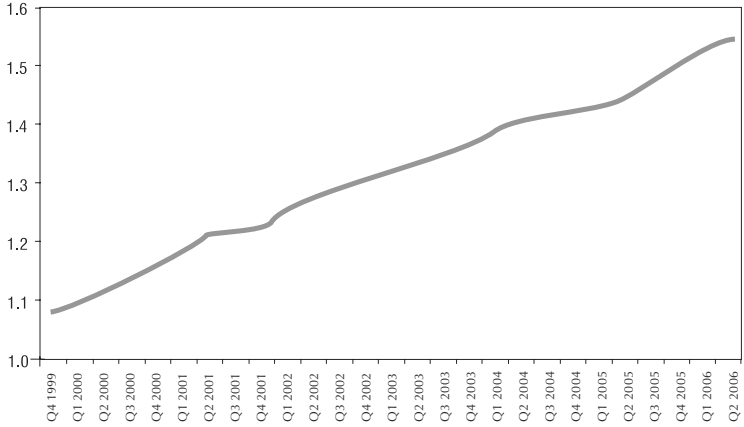
SHARE OF IMPORTS INVOICED IN EURO AND SHARE OF IMPORTS FROM THE EURO AREA FOR BULGARIA, (PER CENT OF TOTAL IMPORTS, Q4:1995–Q2:2006, 4-QUARTER MOVING AVERAGE)



Source: Bulgarian National Bank, through www.bnbg.bg.

Figure 2

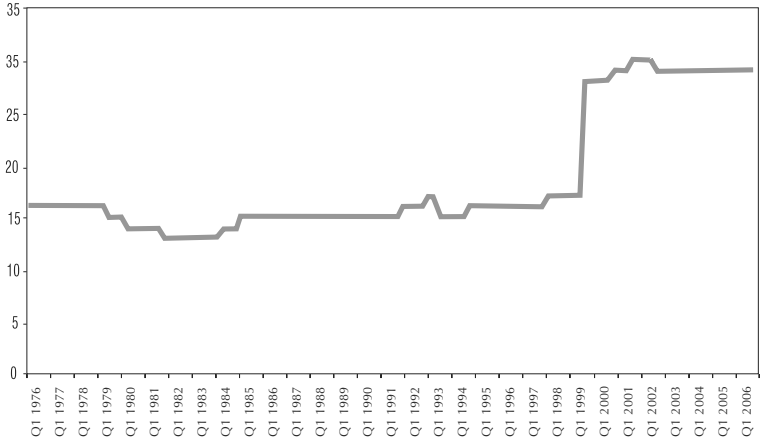
RATIO OF BULGARIAN IMPORTS INVOICED IN EURO TO BULGARIAN IMPORTS FROM THE EURO AREA FOR BULGARIA, (PER CENT OF TOTAL IMPORTS, Q4:1999–Q2:2006, 4-QUARTER MOVING AVERAGE)



Source: Bulgarian National Bank, throught www.bnbg.bg.

Figure 3

TOTAL NUMBER OF COUNTRIES PARTICIPATING IN A COMMON CURRENCY AREA (Q1:1976–Q1:2006)



Appendix

LIST OF THE 101 COUNTRIES INCLUDED IN THE DATASET

1. ANTIGUA AND BARBUDA
2. ARGENTINA
3. ARMENIA
4. AUSTRALIA
5. AUSTRIA
6. BAHAMAS
7. BAHRAIN
8. BELGIUM
9. BELIZE
10. BOLIVIA
11. BRAZIL
12. BULGARIA
13. BURUNDI
14. CAMEROON
15. CANADA
16. CENTRAL AFRICAN REPUBLIC
17. CHILE
18. CHINA
19. COLOMBIA
20. DEMOCRATIC REPUBLIC OF CONGO
21. COSTA RICA
22. COTE D'IVOIRE
23. CROATIA
24. CYPRUS
25. CZECH REPUBLIC
26. DENMARK
27. DOMINICA
28. DOMINICAN REPUBLIC
29. ECUADOR
30. EQUATORIAL GUINEA
31. ESTONIA
32. FIJI
33. FINLAND
34. FRANCE
35. GABON
36. GAMBIA
37. GERMANY
38. GHANA
39. GREECE
40. GRENADA
41. GUYANA
42. HONG KONG
43. HUNGARY
44. ICELAND
45. INDIA
46. INDONESIA
47. IRAN
48. IRELAND
49. ISRAEL
50. ITALY
51. JAPAN
52. KOREA
53. LATVIA
54. LESOTHO
55. LITHUANIA
56. LUXEMBOURG
57. MACEDONIA
58. MALAWI
59. MALAYSIA
60. MALTA
61. MEXICO
62. MOLDOVA
63. MOROCCO
64. NETHERLANDS
65. NEW ZEALAND
66. NICARAGUA
67. NIGERIA
68. NORWAY
69. PAKISTAN
70. PAPUA NEW GUINEA
71. PARAGUAY
72. PHILIPPINES
73. POLAND
74. PORTUGAL
75. ROMANIA
76. RUSSIA
77. SAMOA
78. SAUDI ARABIA
79. SIERRA LEONE
80. SLOVAKIA
81. SLOVENIA
82. SOLOMON ISLANDS
83. SOUTH AFRICA
84. SPAIN
85. ST. KITTS AND NEVIS
86. ST. LUCIA
87. ST. VINCENT AND THE GRENADINES
88. SWEDEN
89. SWITZERLAND
90. THAILAND
91. TOGO
92. TRINIDAD AND TOBAGO
93. TUNISIA
94. TURKEY
95. UGANDA
96. UKRAINE
97. UNITED KINGDOM
98. UNITED STATES
99. URUGUAY
100. VENEZUELA
101. ZAMBIA

Appendix table A1

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR $\pi_{i,t}$

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	None	0 to 12	101	9974	-16.63	0.000
H_0: Unit root						
(common unit root process)	constants	0 to 12	101	10002	0.25	0.600
	constants and time trends	0 to 11	101	9999	4.97	1.000
Breitung (B)	none	0 to 12	101	9760	-9.00	0.000
H_0: Unit root (common						
unit root process)	constants	0 to 12	101	9901	-4.65	0.000
	constants and time trends	0 to 11	101	9898	-3.63	0.000
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual						
unit root processes)	constants	0 to 12	101	10002	-12.75	0.000
	constants and time trends	0 to 11	101	9999	-12.43	0.000
Augmented Dickey – Fuller						
(ADF) – Fisher	none	0 to 12	101	9974	993.60	0.000
H_0: Unit root (individual						
unit root processes)	constants	0 to 12	101	10002	625.32	0.000
	constants and time trends	0 to 11	101	9999	576.86	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	0 to 12	101	10455	1216.19	0.000
H_0: Unit root (individual						
unit root processes)	constants	0 to 12	101	10455	660.63	0.000
	constants and time trends	0 to 11	101	10455	522.63	0.000
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: No unit root (common						
unit root process)	constants	0 to 12	101	10567	16.73	0.000
	constants and time trends	0 to 11	101	10567	23.05	0.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Appendix table A2

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR $\pi^*_{i,t}$

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	none	0 to 12	101	8862	-19.14	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	8875	-12.17	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	8896	-9.62	0.000
Breitung (B)	none	0 to 12	101	8586	-12.93	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	8774	-0.91	0.182
	constants and time trends	0 to 12	101	8795	0.62	0.731
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	8875	-17.25	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	8896	-16.74	0.000
Augmented Dickey – Fuller (ADF) – Fisher	none	0 to 12	101	8862	1384.18	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	8875	721.50	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	8896	905.30	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	0 to 12	101	9329	1525.04	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	9329	845.21	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	9329	1177.49	0.000
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: No unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	9441	25.74	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	9441	14.46	0.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Appendix table A3

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR $\varepsilon_{i,\tau}$

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	none	0 to 12	101	10282	-28.05	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	10276	-8.49	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10248	-1.51	0.066
Breitung (B)	none	0 to 12	101	10181	-21.05	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	10175	-8.83	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10147	-9.19	0.000
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	10276	-19.41	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10248	-14.26	0.000
Augmented Dickey – Fuller (ADF) – Fisher	none	0 to 12	101	10282	1267.56	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	10276	840.02	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10248	568.73	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	0 to 12	101	10821	1532.65	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 12	101	10821	862.28	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10821	583.21	0.000
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H0: No unit root (common unit root process)	constants	0 to 12	101	10922	10.81	0.000
	constants and time trends	0 to 12	101	10922	16.84	0.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Appendix table A4

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR *OPENNESS*

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	none	1 to 9	101	10341	2.84	0.998
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	10349	-0.61	0.271
	constants and time trends	1 to 9	101	10361	-2.57	0.005
Breitung (B)	none	1 to 9	101	10240	-3.18	0.001
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	10248	-6.10	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	10260	0.68	0.752
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	10349	-2.99	0.001
	constants and time trends	1 to 9	101	10361	-7.28	0.000
Augmented Dickey – Fuller (ADF) – Fisher	none	1 to 9	101	10341	86.43	1.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	10349	295.69	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	10361	361.76	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	1 to 9	101	10764	91.55	1.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	10764	184.66	0.804
	constants and time trends	1 to 9	101	10764	182.79	0.830
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: No unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	10867	49.10	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	10867	24.78	0.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Appendix table A5

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR *RER_MISALIGNMENT*

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	none	0 to 8	101	10194	-41.80	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 8	101	10194	-14.79	0.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10185	-11.86	0.000
Breitung (B)	none	0 to 8	101	10093	-36.98	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	0 to 8	101	10093	-21.76	0.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10084	-20.73	0.000
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 8	101	10194	-32.66	0.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10185	-27.56	0.000
Augmented Dickey– Fuller (ADF) – Fisher	none	0 to 8	101	10194	2241.98	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 8	101	10194	1517.35	0.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10185	1146.93	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	0 to 8	101	10293	1959.26	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	0 to 8	101	10293	1307.87	0.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10293	953.42	0.000
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: No unit root (common unit root process)	constants	0 to 8	101	10394	-8.85	1.000
	constants and time trends	0 to 10	101	10394	-7.51	1.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Appendix table A6

PANEL UNIT ROOT TESTS FOR *OUTPUT_GAP*

Test	Exogenous variables	Lags	Cross-sections	Observations	Test statistic	*p*-value
Levin, Lin, and Chu (LLC)	none	1 to 9	101	11197	-43.71	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	11197	-13.34	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11197	-10.99	0.000
Breitung (B)	none	1 to 9	101	11096	-39.80	0.000
H_0: Unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	11096	-24.35	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11096	-22.81	0.000
Im, Pesaran, and Shin (IPS)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	11197	-34.36	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11197	-29.64	0.000
Augmented Dickey – Fuller (ADF) – Fisher	none	1 to 9	101	11197	2357.81	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	11197	1636.52	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11197	1246.94	0.000
Phillips-Perron (PP) – Fisher	none	1 to 9	101	11462	1360.06	0.000
H_0: Unit root (individual unit root processes)	constants	1 to 9	101	11462	817.16	0.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11462	529.49	0.000
Hadri (H)	none	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*	*n.a.*
H_0: No unit root (common unit root process)	constants	1 to 9	101	11563	-8.09	1.000
	constants and time trends	1 to 9	101	11563	4.81	1.000

Note: Samples run from Q1:1975 to Q1:2006. Selection of the optimal number of lags is based on the Schwarz Information Criterion (SIC). Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

References

Anderton, Bob Extra-Euro Area Manufacturing Import Prices and Exchange Rate Pass-through. *ECB Working Paper* 219, March 2003.

Baldwin, Richard *In or Out: Does It Matter? An Evidence-Based Analysis of the Euro's Trade Effects*. London: CEPR, 2006.

Bank for International Settlements (BIS). *75th Annual Report*. Basel, Switzerland, June 2005.

Burstein, Ariel, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo. Why Are Rates of Inflation So Low After Large Devaluations? NBER *Working Paper* 8748, January 2002.

Campa Jose, and Linda Goldberg Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates. NBER *Working Paper* 12121, March 2006.

Campa, Jose, Linda Goldberg, and Jose Gonzalez – Minguez Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area. *Staff Report* 219, Federal Reserve Bank of New York, September 2005.

Choudhri, Ehsan, and Dalia Hakura Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? *IMF Working Paper* WP/01/194, December 2001.

Dabusinskas, Aurelijus Exchange Rate Pass-through to Estonian Prices. *Working Paper* 10, Bank of Estonia, December 2003.

Devereux, Michael, Charles Engel, and Cedric Tille Exchange Rate Pass-through and the Welfare Effects of the Euro. *International Economic Review* 44 (2003): 223–242.

The Economist. *The Flaw of One Price*. October 16, 2003.

Engel, Charles, and John Rogers European Product Market Integration after the Euro. *Economic Policy* 39 (2004): 347–75.

Faruqee, Hamid Exchange Rate Pass-through in the Euro Area: The Role of Asymmetric Pricing Behavior. *IMF Working Paper* WP/04/14, January 2004.

Frankel, Jeffrey, David Parsley, and Shang-Jin Wei Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries? *NBER Working Paper* 11199, March 2005.

Frankel, Jeffrey A., and Andrew K. Rose an estimate of the effect of common currencies on trade and income. *Quarterly Journal of Economics 117* (2002): 437–466.

Gagnon, Joseph, and Jane Ihrig Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through. *International Journal of Finance and Economics* 9 (2004): 315–338.

Ghosh, Atish, Anne-Marie Gulde, and Holger Wolf Currency Boards: More Than a Quick Fix? *Economic Policy: A European Forum 31* (2000): 269–321.

Goldfajn, Ilan, and Sergio Werlang The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. *Discussion Paper* 243, Department of Economics, PUC-Rio (Pontificia Universidade Catolica do Rio de Janeiro), April 2000.

Gueorguiev, Nikolay Exchange Rate Pass-through in Romania. *IMF Working Paper* WP/03/130, June 2003.

Hahn, Elke Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation. *ECB Working Paper* 243, July 2003.

Hobijn Bart, Federico Ravenna, and Andrea Tambalotti Menu Costs at Work: Restaurant Prices and the Introduction of the Euro. *Quarterly Journal of Economics* 121 (2006): 1103–1131.

Hristov, Kalin, and Mihail Mihaylov Modeling Inflation in Bulgaria (in Bulgarian, with English summary). *BNB Discussion Paper* DP/33/2003, August 2003.

Hüfner, Felix, and Michael Schröder Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices: A European Perspective. *Aussenwirtschaft* 58 (2003): 383–411.

Kieler, Mads Tracking the Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation, in *Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area – Selected Issues.* IMF Country Report 01/201, November 2001, pp. 52–67.

McCarthy, Jonathan Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Staff Report* 111, Federal Reserve Bank of New York, September 2000.

Reinhart, Carmen, and Kenneth Rogoff The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. *NBER Working Paper* 8963, June 2002.

Rose, Andre One Money, One Market? The Effect of Common Currencies on International Trade. *Economic Policy* 30 (2000): 7–45.

Ross, Kevin Post Stabilization Inflation Dynamics in Slovenia. *IMF Working Paper* WP/98/27, March 1998.

Schuler, Kurt Currency Boards, *Ph.D. Dissertation*, George Mason University, 1992.

Taylor, John Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review* 44 (2000): 1389–1408.

Warmedinger, Thomas Import Prices and Pricing-to-market Effects in the Euro Area. *ECB Working Paper* 299, January 2004.

DP/61/2007

Exchange Rate Control in Bulgaria in the Interwar Period: History and Theoretical Reflections

Nikolay Nenovsky, Kalina Dimitrova

Abstract. The paper analyses the exchange rate control measures implemented in Bulgaria in the Thirties among other European countries. The analysis starts with presentation of the events chronology and the specific economic and institutional environment when these measures were introduced in the country. The second section suggests a theoretical interpretation of the exchange control and clearing agreements stressing that these policies were a serious interference in market mechanisms. A further point is that the exchange control introduced and practiced in Bulgaria was an eloquent example of how serious the balance of payments constraint was at that time. Moreover, the exchange control choice of Bulgaria turned out to be a logical answer to avoiding intensification of the foreign debt burden and deflation at the same time. The paper also provides some economic arguments supporting the official decision against devaluation in the interwar period.

Резюме. В изследването се анализират мерките за контрол върху валутния курс, приложени освен в други европейски страни и в България през 30-те години на XX век. Анализът започва с представяне на хроника на събитията и на конкретната икономическа и социална обстановка в страната по времето, когато тези мерки се въвеждат. Вторият раздел представя теоретична интерпретация на валутния контрол и на споразуменията за клиринг, подчертавайки, че тези политики предизвикват сериозни смущения в пазарните механизми. Следващият извод е, че валутният контрол, въведен и практикуван в България, представлява красноречив пример за това колко сериозни са по това време ограниченията на платежния баланс. Нещо повече, изборът на България за валутен контрол се оказва логичен отговор на избягваното едновременно интензифициране на бремето на външния дълг и дефлацията. Дадени са и някои икономически доводи в подкрепа на официалното решение против девалвацията в периода между двете световни войни.

Contents

Introduction .....

Chronology of Exchange Control in Bulgaria .....

Theoretical Reflections: the Macroeconomics of Exchange Control .....

Theoretical Reflections: the Microeconomics of Exchange Control .....

Conclusions .....

References .....

Nikolay Nenovsky
University of National and World Economy, Sofia, University of Orleans, ICER (Torino)

Kalina Dimitrova
Bulgarian National Bank, Sofia University "St. Kliment Ohridski"

Introduction

On the 6 of September 1937 the BNB Governor Dobri Bozhilov sent a confidential message No. 166 to the Minister of Finance informing him that two Italians, Costantino and Camillo Vacaro had violated the Foreign Exchange Law in 1933 and they did it with the knowledge and assistance of the Italian ambassador in Sofia. Camilo Vacaro brought certain amounts of money in Bulgarian currency to the Embassy against which the Ambassador gave him checks denominated in foreign currencies and those checks were sent to Italy by the delegation itself. The Governor asked the Minister of Finance to discuss this delicate affair at the Council of Ministers before the BNB Governor brought it to trial for Foreign Exchange Law violation (BNB, 2004, No. 297).[1]

The history of the exchange control in Europe in the interwar period provides us with interesting insights into the current development of the European monetary union and of the perspectives of its enlargement, where the exchange rate and monetary regime have a central role. As in the past, in a different historical context and in different forms, of course, Europe today could also be divided into centre, semi-periphery and periphery or, in other words, groups of countries at different stages of economic development. Therefore, we find it challenging to study exchange control (exchange rate regime) in Bulgaria, a country on the periphery of Europe.

The introduction of exchange controls typified the general collapse and fragmentation of the international monetary system after the First World War, and put an end to almost 40 years of considerable economic and financial stability.[2] The world economy suddenly split into blocs of countries with different economic and monetary behaviour. Two major attitudes towards economic policy confronted each other. The first was held by those who thought that a return to the old semiautomatic regulatory mechanisms was possible and indeed necessary, and who viewed the gold standard as an integral part of these mechanisms. The second attitude was held by those who believed that a new era of economic relationships had come and hence new rules (active government interference) were required. This was a time when the world economy was going through a transition which was extremely unstable and which ended in the Second World War. It led to the creation of the IMF and the World Bank as new supranational regulators of the world monetary system.

[1]In fact, this affair is a typical case of avoiding exchange rate restrictions. According to Charles Kindelberger the ways to circumvent the exchange control are either to bribe an employee at the central bank or to export money with the help of diplomatic representative offices or to get involved in smuggling (Kindleberger, 1990 [1984], p. 531).

[2]See Fromkin (2004) for a general discussion on the outbreak of the First World War.

As predicted by several economists at that time, exchange control turned out to be an extremely distorting and discriminating form of interference in monetary relations. According to Lionel Robbins, "Tariffs, exchange restrictions, quotas, import prohibitions, barter trade agreements, central trade–clearing arrangements – all the fusty relics of medieval trade regulation, discredited through five hundred years of theory and hard experience, were dragged out of the lumber-rooms and hailed as the products of the latest enlightenment" (Robbins, 1935, p. 114). From a global perspective, while the different blocs managed to preserve their relative shares of world export and the members of each bloc tried (and succeeded to some extent) to balance their foreign trade within the group, the emergence of isolated blocs resulted in a contraction in the amount of world trade.

Table 1

PERCENTAGE SHARE OF CERTAIN GROUPS OF COUNTRIES (EXCLUDING THE UNITED STATES) IN THE GOLD VALUE OF WORLD EXPORT

	1929	1931	1935	1937
European exchange control countries	23.48	27.19	21.68	22.53
Gold bloc	14.53	15.86	13.41	12.01
Other countries	61.99	56.95	64.91	65.39
	100	100	100	100

Source: League of Nations (1938).

Michael Heilperin gives a working definition of exchange control: "Exchange control," he writes, "consists in the centralization of all dealings in foreign exchange in the hands of a public authority (a treasury, a central bank, or an institution created ad hoc)" (Heilperin, 1939, p. 238). Howard Ellis (1940, 1947) provides an extensive discussion of the instruments and forms of exchange control. He stresses the fact that exchange control "is not generally taken to include the following: tariffs, quotas, prohibitions and embargoes, subsidies, state trading and commercial agreements and treaties. It impinges upon these at point but does not include them" (Ellis, 1947, p. 877). According to Ellis, the main instruments of exchange control are: a government monopoly in foreign exchange dealing, government disposition over private holdings of foreign exchange and assets, enforcement of an overvalued or undervalued rate of exchange, multiple exchange rates, government licence to export and import, government disposition over the proceeds of export, government allocation of exchange to import, officially conducted bilateral clearing and officially conducted barter (Ellis, 1947, p. 877).

Various combinations of these instruments were used to achieve a mix of exchange controls either with respect to international economic matters (maintaining appreciated or depreciated exchange rates, attaining equilibrium in the balance of payments, allowing trade to go on without available foreign exchange, securing more favourable terms of trade, controlling or enforcing capital movement, and economic welfare) or to domestic economic priorities (controlling inflation and deflation, increasing domestic employment, fostering industrialisation and other protectionist measures, preparing for war, providing revenue for the state, and discriminating for or against certain persons or classes within the domestic economy). According to the classification of Ellis the most common and widely implemented exchange control instrument in Europe in the Thirties was the enforcement of overvalued rates of exchange as a device to avoid depreciation which would have ensued because of the withdrawal or flight of capital from debtor countries (Ellis, 1947, p. 878–879). Given the European experience of high inflation (hyperinflation in some countries) after the First World War, the original motive for exchange control was to defend a particular exchange rate as a counter inflationary measure. Since this exchange control instrument did not contribute to improving the balance of payments, other interference included active export encouragement and import restriction.

Given the complexity of this topic, we will start with a descriptive approach, exploring the chronology of events in Bulgaria supported by empirical facts. The purpose of this paper is to analyze the motives behind governments' decisions to introduce and maintain exchange controls, the economic consequences of these decisions, the techniques adopted, and the order of events (Ellis, 1947). From a theoretical standpoint, we study exchange control in the context of economic and monetary isolation (autarchy). To describe the motivation behind policy decisions, we introduce appropriate elements of institutional and political economy. We also take into account the macro and micro influences of exchange controls on the real economy. Our investigation considers balance of payments constraints as a main purpose.

The structure of the paper is the following. In the fist and second parts, we describe the history of exchange control in the interwar period in Bulgaria and illustrate it with data. In the third part, we propose some theoretical reflections and interpretations of exchange control (macroeconomics and microeconomics of exchange rate control). In the conclusion, we try to formulate some lessons from the exchange control in the Thirties' and to make a parallel with today.

Chronology of Exchange Control in Bulgaria

The Balkan Wars and the First World War put a severe strain on Bulgarian economy and finance. Under the Treaty of Neuilly, Bulgaria had to pay a huge foreign debt and above all reparations which came to a quarter of the national income.[3]

Inflation ("expensiveness" – the term used by the Bulgarian economists at that time to describe price increases) was very high and also devalued the national currency. The trade balance between 1919 and 1929 was at a deficit except for three years, with the surpluses far too small to make up for the negative balance in the rest of the period (Svrakoff, 1941, [1936], p. 300). The stages of Bulgarian stabilisation followed the stabilisation processes in other countries logically and chronologically, featuring the peculiarities of the periphery and of developing countries in general (for details, see Koszul, 1932 and Ivanov, 2001). As in other European countries, financial stabilisation was conducted in the context of orthodox monetary ideology which saw a stable currency and balanced public finances as the bases of economic development.

From its very beginning Bulgarian stabilisation was accompanied by a number of exchange controls and restrictions.[4] The Foreign Currency and Foreign Currency Receivables and Credit Trading Act was enacted on 12 December 1918. A week later, on 19 December, the Foreign Exchange Institute (*Kambialen institut*) was established with the main purpose of concentrating foreign currency inflows into the country and smoothing the very volatile exchange rate. The Kambialen institut having failed to improve the foreign exchange market (the exchange rate was subject to speculation and induced overall economic uncertainty), new exchange controls were put into practice. On 12 December 1923 the Foreign Exchange Act gave the BNB a foreign exchange monopoly. The foreign exchange market in Sofia closed and all bids and offers were directed at the BNB. The direct reason for this early form of exchange control was the depletion of foreign reserves, mostly denominated in Reichsmarks, by German hyperinflation in 1923.

Despite signing new trade agreements in August 1925 and introducing more protectionist tariffs in 1926, Bulgaria's balance of payments and foreign currency balances did not improve. The conventional methods of restricting import and promoting export were no longer efficient.

[3]For an extensive discussion on Bulgarian economic development in the 20th Century, see Avramov, 2001

[4]A detailed overview of the various foreign trade restrictions and exchange controls in Bulgaria is provided by Ivanov, 2001, Chapter 2.

New measures enforcing the exchange control[5] were introduced in May 1924, logically related with the *de facto* stabilisation of the Bulgarian lev. A 1926 law fixed the exchange rate at 139 levs to the dollar (the BNB bought a dollar for 137.20 levs[6]) and banknote cover was set at a third. In this case, exchange control genuinely fostered stabilisation which demanded foreign reserves (obtained in the form of a League of Nations' Stabilisation Loan) and balanced public finances with customs revenue a major item. A law of 22 November 1928 designated the BNB an independent monetary institution in the spirit of the international agreements.

Direct exchange market control invariably accompanied manipulation of the other two basic macro markets: import and export. Thus, the 1928 Wine Export Promotion Act, the 1932 Grape Export Promotion Act and the 1935 Meat Export Promotion Act followed. In 1931 an Export Institute was set up, transformed in 1940 into the Foreign Trade Institute (*Institut za vunshna turgovia*).[7] Alongside export encouragement, import restrictions were more often and more effectively used. It is interesting to point out that customs tariffs between 1918 and 1930 always involved administrative exchange rate manipulations. The customs exchange coefficient (the rate at which paper levs were converted into gold levs for the purposes of customs duties) was significantly different from the market rate. According to Toshev, government managed to increase tariffs by 80 per cent over just two years (1926 and 1927) through such manipulation.

[5]A sharp speculative doubling of the lev was recorded in June (Nenovsky, 2006) which hit Bulgarian tobacco sales abroad. Two type of lev were introduced – home and foreign – with the home lev becoming foreign (and usable to pay for import) only with the BNB leave. This dual national currency was not a Bulgarian invention as can be seen from the example of Romania (Royal Institute of International Affairs, 1933, p.115).

[6]On 24 March 1926 the bid rate became 138.80, falling to 138.50 on 24 September 1926 as the BNB tried to attract foreign capital by cutting margins.

[7]In 1930 the Hranoiznos (Food Export Agency) was established and vested with monopoly powers to buy and trade in cereals as a specific tool against deflation. Because of the negative price scissors between buying and selling prices, losses were accumulated and transferred to the budget. Initially half and then a quarter of the payments to farmers were in treasury bonds representing domestic government debt, which amounted to around 400 million gold levs (Berov, 1989, p. 465).

Table 2

CUSTOMS (IMPORT) COEFFICIENTS AND OFFICIAL EXCHANGE RATE OF THE PAPER LEV

1918	1919			1920		1921		1922		1928	1930
15 XI	1 VII	15 VIII	1 XI	1 I	1 VII	1 I	12 X	1 VII	30 X	26 VII	3 VI
Customs coefficient											
2	2.5	3	5	6	7	9	12	14	15	20	27
Exchange rate of the paper lev											
1.66	4.22	4.22	6.05	8.2	8.96	13.5	28.2	29.94	32.3	27	27
Exchange rate of the paper lev/customs coefficient											
1.2	0.59	0.71	0.83	0.7	0.78	0.67	0.43	0.47	0.46	0.74	1

Source: Toshev (1943, p. 67).

Exchange premia, introduced for a limited number of private deals in 1933 and broadening considerably by 1935, acted in the same direction of depreciating the lev, "circumventing the fixed exchange rate", loosening deflation, and enhancing the inflow of convertible gold exchange. By performing a "market-determined" depreciation of the official BNB rate, exchange premia gave exporters the stimulus to export more at lower prices[8] (see box 1).

Box 1 **Import tariffs, exchange rate premia and the real exchange rate**

Let us consider trade and exchange controls together, taking into account import tariffs and currency premia. If t is the tariff and φ is the currency premium (usually $\varphi \geq 0$, but it could be $\varphi < 0$, in the case of the sperrmark in the Bulgarian private compensation market after 1935, for example), and considering the tariff as an addition to the foreign price level P* (P is domestic price level), and the currency premium as an addition to the nominal exchange rate level e, the well-known formula for the real exchange rate e_r becomes:

$$e_r = \frac{e(1+\varphi)/P}{1/P^*(1+t)} = \frac{eP^*(1+\varphi)(1+t)}{P}$$

The condition for real depreciation of the national currency (competitiveness gain) is:

$$(1+\varphi)(1+t) > 1 \quad \text{or} \quad t > \frac{-\varphi}{1+\varphi} \ .$$

[8]Christophoroff (1939, 1947) provides a thorough description of the mechanism and role of the exchange premia. At the beginning they differed across currencies which put them closer to Ellis' definition of multiple exchange rates as an exchange control instrument.

Returning to the international scene, efforts at monetary and financial stabilisation quickly yielded to the Great Depression which started in the USA and quickly reached Europe (first Austria, then Hungary, Germany and other countries). At that time countries used independent strategies to adapt to the crisis (Eichengreen, 1997, [1996]; Eichengreen and Sachs, 1985).[9] Three blocks were formed: i. countries devaluating their currencies (United Kingdom (1931), the USA (1933), and Greece (1932);[10] ii. countries maintaining the gold standard, with France in the lead, and conducting strict deflationary policy to limit wages and prices growth; and iii. countries preserving parity and exercising exchange control (Germany, Italy, Hungary, Austria).

Bulgaria joined the third group, being sceptical of the foreign trade liberalisation measures recommended by the 1927 Geneva Conference.[11] It is our general assumption that the reasons for Bulgaria's introducing exchange control and opposing devaluation and deflation[12] were as set out below:

First, Bulgaria was a debtor country which considered debt service a key priority (Leonidoff, 1966, 1969). In fact Bulgaria was an extremely diligent payer who pursued to preserve its reputation through debt service (Ivanov, 2004). Due to its political isolation after WWI, however, its endeavours as a good payer were not recognised and it had to shoulder its liabilities with almost no relief (Ivanov, 2001, 2004).[13] In his speech marking the BNB's 50th anniversary, then-prime minister Andrey Lyapchev said, "one would be hard put to find quite such a young nation in quite such exacerbated circumstances as ours these past fifty years, yet one which can boast that it has ever occupied the position of an exemplary payer to its foreign creditors" (BNB, 2001, p. 135).

With respect to structure, Bulgaria's debt was denominated in gold backed levs and was mostly owed to non-devaluing countries.[14] According to

[9]Many Bulgarian authors speak of a collapse of the world economy (Svrakoff, 1941 [1936], p. 310). A similar overview of the mechanisms of adaptation is given by Einzig 1934: "Countries who do not resort to inflation do not put themselves in a position where it might appear advisable to have recourse to those measures comprised under the term Foreign Exchange Control" (Einzig, 1934, p. 9).

[10]In late 1931 16 countries preserved the gold standard, 12 had currency parity, and another 11 kept gold parity by restrictions on trading foreign exchange (Svrakoff, 1941 [1936], p. 312).

[11]In 1926, however, there was a partial reduction of restrictions. In spite of much comment on the decrease of trade and exchange restrictions, the Andrey Lyapchev government did not have the political will to act.

[12]Christophoroff also points out that exchange control is a way of "fighting deflation" (Christophoroff, 1939, p.12)

[13]Bulgaria continued to pay reparations in 1933.

[14]French claims on Bulgaria were about 26 per cent of overall Bulgarian debt. Next in the creditors' list were Italy at 25 per cent, Greece at 12.7 per cent, and Romania at 10.55 per cent.

the Royal Institute of International Affairs, "in Bulgaria it is almost certain that the transfer question has predominated" (1936, p.98) and the purpose of maintaining the currency on a gold basis "has presumably been to avoid an increase in the costs of the foreign debt service" (1936, p.129). Even before reparation payments began in October 1923, foreign debt service reached the amount of 112 million gold francs in 1918 to 1922: 16.3 per cent of budget expenditure. Reparations under the 27 November 1919 Treaty of Neuilly were added to this, coming to 2250 million gold francs at 5 per cent annual interest over 37 years, plus occupation expenses. This represented a quarter of the national wealth. Sterling devaluation offered some relief to Bulgaria since its debt was predominantly in pounds. Debt service now accounted for 11 per cent of budget expenditure; there was no great BNB asset loss since a comparably small amount of assets was denominated in Sterling (the Royal Institute of International Affairs, 1936). Summarising the opinions of many economists at the time, a hypothetical devaluation would certainly increase national debt burden, while any possible advantages would be marginal (Sarailiev, 1937, p. 27).

Second, the balance of payments constraints were particularly tight, and not only as regards foreign debt service. The prices of agricultural products, which accounted for the major part of Bulgarian export,[15] fell sharply on international markets and aggravated terms of trade. The September 1932 Stresa Conference which focused on possible assistance to Southern European countries (a major part of the so-called "agrarian bloc") noted that the price drop reached 70 per cent (Bonnet, 1933, p.21). A fund concentrating revenue from the sale of agricultural products to developed countries was proposed to be used as partial debt service (the United Kingdom vetoed it).

Third, systematic exchange control could be interpreted as a defence against restrictions introduced by Bulgaria's trading partners. The farming price drop was combined with a number of restrictions on the import of agrarian products to Germany and France with a view to protecting indigenous farmers through economic and political means (Raupach, 1969). Turkey, an important Bulgarian trading neighbour, also introduced some limitations on Bulgarian import. In April 1932 the drachma joined the devaluers' club (Lazaretou, 2005) and Bulgaria lost its competitive and long-standing positions on the Greek market.

The fourth and direct cause of exchange control was the intensification of capital outflow from Bulgaria at the end of 1931. This followed the collapse of the fragile monetary and financial stabilisation of the late Twenties and

[15]Romania faces similar problems: Madgearu, V. (1939). For an overview of the economic situation for the Balkans in Thirties, see Royal Institute of International Affairs (1936).

Sterling devaluation. In addition to this global imbalance, Boshulkov (1927) provides a list of long-term domestic factors like the purge and confiscation of capital claimed to be illegally accumulated during the Wars, and political instability, which certainly contributed to decrease Bulgarian capital accumulation and foreign reserves.

Table 3

SOME MACROECONOMIC INDICATORS OF BULGARIA, 1927–1939

Years	Total reserves (mill of levs)	Coverage ratio (%)	Trade balance (mill of levs)[1]	Budget balance (mill of levs)[1]	Years
1927	13078	28.3	489		
1928	12897	31.2	-810	347	1928/9
1929	8984	42.2	-1928	185	1929/30
1930	9249	37	1601	1143	1930/1
1931	8620	36.6	1274	-891	1931/2
1932	7519	35.8	-88	-746	1932/3
1933	7442	36	644	-233	1933/4
1934	7278	35.3	287	-246	1934 (9 months)
1935	6549	34.4	244	-278	1935
1936	7158	33.8	729	283	1936
1937	8196	31.9	34	642	1937
1938	8250	31.8	644	510	1938
1939	11677	29.9	868		

Note: 1. Christophoroff, A. (1939), p. 139.
Source: Statistical Yearbooks of the Kingdom of Bulgaria, (1934, 1937, 1941).

Systematic exchange control came into force in Bulgaria[16] with the 15 October 1931 Foreign Exchange Trading Act and BNB Ordinance No. 1 of 20 October.[17] These instruments gave the BNB a strict foreign exchange monopoly, defining in great detail how foreign exchange was to be submitted to the BNB and how it could be dispensed for import. Lists of luxuries whose import was limited began to be compiled and amended. To keep foreign capital in Bulgaria and halt depletion of foreign reserves, the BNB raised interest rates in 1933 imposing further import restrictions. As other countries (including major trade partners Greece and Turkey) imposed exchange and trade constraints, the only reasonable way of letting foreign trade "go on" was through bilateral clearing and even officially conducted barter (Ellis, 1947).[18] In a sense, exchange control was *unilateral*, while clearing – an instrument to overcome the disadvantages of exchange control – was *bilateral* with some

[16]In June 1931 the Naroden Blok government came into office after the Demokratichen Sgovor.
[17]Also followed by Ordiance 4.
[18]A similar "going on" argument is stressed by Jacque Rueff (Rueff, J. 1966, p. 79).

prospects of becoming *multilateral*.[19] Thus clearing followed exchange control as the latter inevitably hampered international finance and trade.

Bulgaria signed clearing agreements with Austria (October 1931), Switzerland (April 1932), Germany (June 1932), and Italy (1933). At first clearing covered a small share of foreign trade but it soon became widespread and according to Michaely (1962) and Friedman (1976) occupied two thirds of trade turnover in the Thirties. Benham (1939) and Neal (1979) argue that Bulgaria, together with Hungary, was the country which used bilateral forms of international trade to their utmost, while being the sole country managing a fixed clearing exchange rate for the entire period of restrictions. In Michaely's calculations (Michaely, 1962, p. 691) Bulgaria ranked last in a sample of 60 countries, with bilateralism representing some 87 per cent of its foreign trade in 1938 compared with an average of 70 per cent. It is interesting to note that in successive rankings for 1948, 1954, and 1958, Bulgaria kept the last position, this time in the context of the Eastern bloc.[20]

Many authors like Friedman (1976, p. 117) shared the opinion that Germany was the logical clearing and bilateral partner for Central and Southern European countries (Table 4) as a natural reaction against British and French tariff and non-tariff restrictions under which trade with Bulgaria was bound with foreign debt service.[21] Moreover, Britain and France did not extend credit lines as did Germany and did not have similar markets and domestic demand. It was natural for the contraction of trade with France and Britain to be compensated partially by expanding trade with Germany and Austria.

Under clearing importers pay in their national currencies, depositing money with their central banks, while exporters get paid in their national currencies by their central banks. Settlement is at an exchange rate agreed in advance. At first glance, the country with a stronger or appreciating currency loses out by accumulating positive clearing balances which cannot be settled (for details see Neal, 1979) and thus attempts to increase trade outside clearing agreements.

The difficulties of clearing and the need for more flexibility prompted the appearance of a new institutional form of international trade: bilateral private trading with exchange rate premia; in 1933 compensation offices were established at chambers of trade. Bilateral private compensations were paid directly to importers in their national currencies.

---

[19]This Nazi wartime project (1940–1942) was never put systematically into practice. In the case of Bulgaria trilateral agreements were used more after 1935 (see Christophoroff, 1939, p. 36).

[20]Christophoroff (1939) provides his own calculations of this indicator.

[21]See for example the Royal Institute of International Affairs (1936, p.131). Heinrich Hunke, chairman of the Council for German Economic Encouragement underlined the differences between French/British and German Southern European policy in a 1942 Sofia speech which stated that trading with Germany had saved Southern Europe and the Balkans (Hunke, 1942, p. 16–17).

Table 4

CLEARING AND NON-CLEARING TRADE OF BULGARIA

Years	Export (shares, %)				Import (shares, %)			
	Clearing in total export	Germany in total export	Germany in total clearing	Non-clearing total export	Clearing in total import	Germany in total import	Germany in total clearing	Non-clearing total import
1934	78.97	48.05	60.84	21.03	78.3	48.87	62.43	21.7
1935	77.25	49.48	68.09	22.75	80.19	59.82	75.11	19.81
1936	69.44	50.53	72.78	30.56	81.7	66.67	81.58	18.3
1937	65.52	47.11	71.91	34.48	79.9	58.22	72.82	20.1
1938	77.24	58.86	76.21	22.76	74.02	51.43	70.22	25.98
1938a	71.68	51.49	71.78	21.4	74.74	54.1	72.38	25.32
1939a	72.81	59.43	81.63	27.19	80.89	61.04	75.46	19.05

Note: a. export/import data refer to the first five/four months of the year.
Source: Christophoroff, A. (1939) "The Course of the Trade Cycle in Bulgaria, 1934–1939", p. 46, p.48.

Studying the clearing mechanism in more technical detail, however, reveals two forms of payment. The first implies that the foreign bank (the BNB in this case, providing there was a clearing surplus for Bulgaria) had Reichsmarks (Sperrmarks) at its disposal and paid to the importer in levs (*i. e.*, it bought Reichsmarks, called "blocked marks"), thus increasing Bulgarian money supply and income and hence driving up import demand. In this case the BNB supported the Reichsmark by not allowing it to depreciate. The foreign currency was on the asset side of BNB books. This was "the principle of immediate payment."

The second form, described as "the principle of delayed payment" implied that Bulgarian exporters waited for the sale of German goods and then bought Reichsmarks with their blocked levs.[22] In this case the BNB refused to buy blocked marks until they had been requested by importers of German goods. Until such request the Reichsmark depreciated on the Bulgarian market. In this case the holding of blocked Reichsmarks did not create money, being off-balance sheet.

According to the literature dedicated to the subject, the principle of immediate payment was advantageous to depressed Southern Europe because it was widely believed that expanding money supply would cut unemployment rather than lead to sharp price rises. According to Neal (Neal, 1979, p. 393) the bigger the clearing surplus and the higher the mark rate under the principle of immediate payment, the stronger the expansionary effect for Central

[22]For more details see Lindert and Kindleberger (1983 [1982]) and Kindleberger (1988 [1973]). Sometimes the two methods are termed the financing and waiting principles.

and South European central banks. Thus Hungary, which adhered to the principle of immediate payment, experienced economic growth and an improving balance of trade. Romania, in contrast, exercised the principle of delayed payment which impacted its economic development (Neal, 1979). Bulgaria, as Hungary, applied the principle of immediate payment in clearing, and the effects on money supply expansion can be studied in balance sheet data (Table 6). The increasing value of Other Foreign Currencies on the asset side of BNB books closely followed receipts of non-gold bloc foreign exchange from clearing and other agreements (BNB, 2001). The growth of this item was much faster after 1938 when huge positive balances in German clearing were recorded.

Table 5

BNB BALANCE SHEETS 1928–1938 (MILLIONS OF LEVS)

Assets	**1928**	**1930**	**1932**	**1934**	**1936**	**1938**	**1940**
Gold and silver holdings[1]	1598	1879	1874	1900	2049	2586	2301
Receivables in gold foreign currencies (article 10 of BNB Law)	2736	481	92	26	0	0	4
Other foreign currencies	534	152	116	174	772	1279	2336
Domestic credit[2]	5362	4267	3913	3724	4336	4829	8021
Treasury bonds	0	0	130	310	0	0	0
Other items[3]	164	375	247	252	215	146	557
Total assets	**10394**	**7154**	**6373**	**6386**	**7372**	**8839**	**13219**
Liabilities							
Capital	500	500	500	500	500	500	500
Reserve funds	1149	1169	1191	1240	1241	1188	1207
Banknotes in circulation	4173	3296	2635	2449	2571	2800	6518
Deposits[4]	3862	1817	1813	1872	2382	3707	3785
Other liabilities[5]	637	287	203	277	546	443	937
Profit	71	83	32	48	133	202	272
Total liabilities	**10393**	**7154**	**6373**	**6386**	**7372**	**8839**	**13219**

Note: 1. Gold and silver holdings including coins. 2.Domestic credit comprises receivables from government, banks, commercial paper, and effects. 3. Property and other assets. 4. Demand, time and other deposits by government and banks. 5. Liabilities in gold and other foreign currencies.

Source: Original balance sheet data from BNB (1999) 120 Years Bulgarian National Bank, p. 130.

In late 1939 exchange control was transformed from an instrument of stabilisation into a lever for marshalling war resources. The military logic of exchange control was apparent much earlier in Germany and Italy which in the late Thirties subordinated foreign trade to war needs. The final point in the relationships with Bulgaria for instance (and before that with Romania) was the 1940 clearing agreement (the BNB did not participate in negotiations because of its specific position) which was extremely slanted in favour of Germany (the Reichsmark rate was unfavourable, for one thing) allowing it to transfer resources from Bulgaria. Since 1934 Bulgaria had scored positive

clearing balances which were not covered either by import of machines and goods, nor by capital inflow from Germany. In principle Bulgaria exported agricultural products and imported commodities and industrial materials (Table 7).[23]

Table 6

SHARE OF GOODS' CATEGORIES IN TOTAL IMPORT (PER CENT)

Goods' categories	1921	1923	1927	1929	1931	1933	1935	1936
Commodities and raw materials (incl. fuels)	38.5	50.2	54.3	56.4	58.9	70.2	63.4	63.8
Final manufactured goods	59.6	48.1	43.3	41.1	39.2	28	34.9	34.4
Food and drinks	1.9	1.7	2.4	2.5	1.9	1.8	1.7	1.8

Source: Toshev (1943, p. 90).

In Bulgaria, as elsewhere, exchange control performed another function alongside monetary and financial stabilisation and balance of payments restrictions.[24] Though considered only implicitly, this function was growing in importance. It entailed using exchange control to stimulate or restrict sectors and branches of the economy; according to Paul Einzig exchange control became a "weapon of commercial policy" (Einzig, 1934). Moreover, the League of Nations' report on exchange control noted:

"... the control is now applied as an active instrument of commercial policy and for the further purpose of placing a barrier between world and domestic prices, so that monetary and general economic policies could be chosen and executed without regard to their effects on the balance of payments" (League of Nations, 1938, p. 22)

Though the initial reason for this kind of industrial policy was to limit expensive import (thus the BNB argued in favour of importing commodities and materials rather than machines because the former were cheaper; BNB, 2004, p. 91), the necessity of protecting indigenous industry and cutting unemployment in time moved to the fore.[25] In other words, exchange control and foreign trade restrictions in general (quotas and tariffs) obtained predominantly domestic functions. Economists often argued that "encouraged industry" and overprotection hit consumers and general entrepreneurship since protecting domestic production hampered competition and led to the rise of mo-

[23]Some economists criticise increased dependence on imported materials.

[24]Ellis (1947) describes the purposes (domestic and external) and instruments of exchange control in detail.

[25]The 1928 National Industrial Promotion Act provided various encouragements and duty waivers before losing effect partly due to exchange control in 1931. A new 1936 Act made customs regulations particularly important for protecting industry (for details see Toshev, 1943).

nopolistic domestic industries.[26] In Toshev's opinion "the importance of international trade agreements was diminishing after 1932 with respect to domestic industry since another very effective instrument compensated for trade concessions, and namely BNB exchange rate policy" (Toshev, 1943, p. 85).

As a result of exchange control maintained throughout the Thirties, and of intensified trade with Germany, the lev rate appreciated gradually during the thirties reaching 18.5per cent in 1937 in nominal effective terms with respect to the base year 1929 (Ivanov et al., 2007) (Figure 1).[27] The nominal effective exchange rate (NEER) calculated with exchange rate premia illustrates the path of an alternative devaluation or the market determined path of exchange rate development. Bulgarian exporters, however, faced stimulating development of the real effective exchange rate which starts to devalue since 1930 due to the diverging inflation differential of the lower price level in Bulgaria with respect to the weighted price level of its main trading partners. Nevertheless, Bulgaria was unable to benefit from this competitive position due to universal foreign trade restrictions. Moreover, the agricultural price drop was so sharp and sudden that the increasing volume of export did not resulted in an increase of the value of total export. Therefore, the exchange rate premia applied to a limited number of private deals and estimated at a quarter depreciation of the officially maintained nominal exchange rate on average between 1935 and 1939[28] had a smaller real effect (5.7 per cent) and a very marginal effect on total export[29] development, if any.

[26]It is often said that increasing discrepancy between industrial and agricultural development translates into price scissors, different income levels, and hence wealth redistribution.

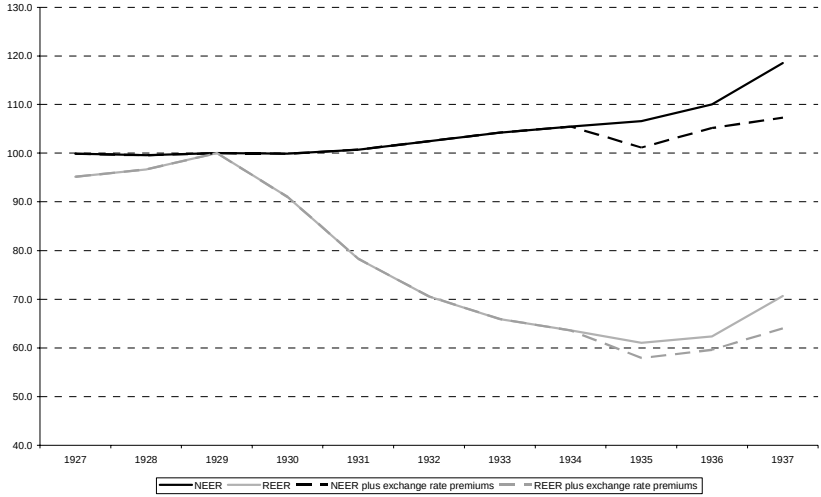
[27]Interestingly, arbitration calculations (across the Romanian leu) of Christophoroff generated some 20 per cent appreciation of the Reichsmark against the Bulgarian lev after 1934, i. e. a mark was worth 25 levs while the official exchange rate was 33 levs (Christophoroff, 1939, p. 20).

[28]Data available in the Statistical Yearbooks of the Kingdom of Bulgaria.

[29]As a result general and particularly exchange restrictions became a focus of conflict between interest groups (industrialists, merchants, farmers). The course of the debate shows that little attention was paid to consumers. Simple evidence of this is the lists of goods subject to import restrictions, among which cobbling leather, sugar, cotton, wool, and others of definite interest to consumers. Charles Kindelberger (see textbook by Lindert and Kindleberger, 1983 [1982]), develops the idea of the redistributing effect of trade and exchange restrictions in detail.

Figure 1

EFFECTIVE EXCHANGE RATES OF THE BULGARIAN LEV (INDEX 1929=100)



Source: autors' estimates. For more details see Ivanov et al., 2007.

Theoretical Reflections: the Macroeconomics of Exchange Control

Before proceeding with the analysis, it is important to point out that the theoretically postulated relationships we study are questionable in themselves due to the complexity of exchange controls. Moreover, empirical estimates are often far from conclusive, not only because of the lack of consistent disaggregated data, but also due to government interference at the micro level (estimates of centrally planned economies are similarly inconclusive). The complexity of exchange controls requires simplification; therefore the reasoning below addresses an "idealised" exchange control model.

The studies of how exchange control was introduced and practiced in Bulgaria like in other countries (Nenovsky et al., 2007) are eloquent examples of how serious the **balance of payments constraint** was at the time and how difficult it was to circumvent it.

Before the First World War the balance of payments constraint was overcome by the relatively automatic mechanism of the gold standard and the so-called "rules of the game." Even when these rules were violated, the London

financial centre and the Bank of England with other major central banks, allowed for the functioning of the Lender of Last Resort (LLR) on an international scale. The War, however, destroyed this institutional framework and led to the formation of different political and economic blocs and the spread of political and economic nationalism. As pointed out, despite attempts to restore the pre-War situation, during the Twenties many European countries had severe current account and budget deficits and followed diverging political and economic objectives, independently or within a bloc. Under these new circumstances, exchange control can be interpreted as an example of the new economic paradigm which attributed an active role to government in the economy. We should remind the reader that before the War governments' and central banks' discretionary powers with respect to the exchange rate were rather limited and used under set extreme conditions, like wars.

Exchange control in Bulgaria as well as in countries like Italy, Germany, Austria, and Hungary, was a specific alternative both to devaluation and to deflation, which for various reasons were much more economically and politically costly. In this context exchange control was a form of isolationism which protected domestic capital markets from international capital flows. Devaluation was unacceptable to countries which had experienced inflation and financial crisis, and which had just stabilised their currencies. What is more, most countries with exchange control had been defeated in the War and had considerable external liabilities. They were debtors who not only wanted to preserve their reputation as good payers but most probably also tried to extract maximum profit from their appreciated currencies. As currencies in which foreign liabilities were denominated (the pound Sterling, dollar, and French and Swiss franc) devalued, they decreased debt burden directly by automatic recalculation of foreign liabilities.[30] Debtor nations wanted to preserve their reputation as good payers (Bulgaria) or among the electorate (Italy).[31]

There is no doubt that the basic question is, to what extent exchange control as a form of government interference helps or harms macroeconomic stability and economic growth.[32] Before answering it, however, let us first ad-

[30]In Heuser (1939, p. 26–27) "Although in general import restrictions are determined by necessity to defend the stabilized national currencies, the reasons slightly differ between debtor and creditor countries. For instance for debtor countries like Bulgaria, Greece, Romania and Estonia the constraint on the balance of payments is dominating, while there are also other reasons as important as the deterioration of the foreign trade balance in creditor countries".

[31]For more details on exchange control in Bulgaria and Italy in a comparative perspective see Nenovsky, et al. (2007).

[32]Ellis (1940) provides an interesting exposition of exchange control theory and macroeconomic consequences.

dress some technical details of the exchange control mechanism which would help us to explain the main macroeconomic interrelations, and particularly the forms of control over the balance of payments and different types of clearing.

The methods of foreign reserve accumulation and exchange rate pegging could be classified into two types of balance of payments control. The first, trade control, involves indirect influence on the foreign exchange market through the basic markets determining foreign currency supply and demand, i. e. import and export markets for goods, services, and capital. The second, exchange control, involves direct control of the foreign exchange market by determining the volume of traded foreign currencies.[33] In the first type, the volume of foreign currencies depends on import and export flows which are limited or enforced. In the second type we have the opposite: there is an *a priori* determined amount of foreign currency, once that necessary for debt servicing has been earmarked, and import is constrained by this amount. The government further interferes directly on import and export markets to accomplish its goal of foreign reserve accumulation. Despite the fact that both mechanisms give similar long run results (both interfere with the efficient allocation of resources), we have to consider that direct control of the foreign exchange market is considerably more complex to enforce and has remarkably adverse overall effects.[34] Both methods of exchange control could be illustrated in the following Chart 1.

[33]Technically, exchange control is a logical continuation of import tariffs and quotas which have failed to fulfil their purpose of improving the balance of trade (Kulicher, 2002 [1929] and Kindleberger, 1988 [1973]). Diminishing foreign reserves threaten stabilised national currencies and regular foreign debt service. Consequently, trade difficulties lead to the evolution of exchange controls from unilateral to bilateral clearing and on to private exchange barter and exchange premium (in the case of Bulgaria in 1935) in order to direct trade towards free currency countries.

[34]See international trade textbooks (for example Vanek, 1962; Lindert and Kindleberger, 1983 [1982]).

Chart 1

LOGIC OF EXCHANGE CONTROL: BASIC IMPORT AND EXPORT MARKETS, AND THE FOREIGN EXCHANGE MARKET

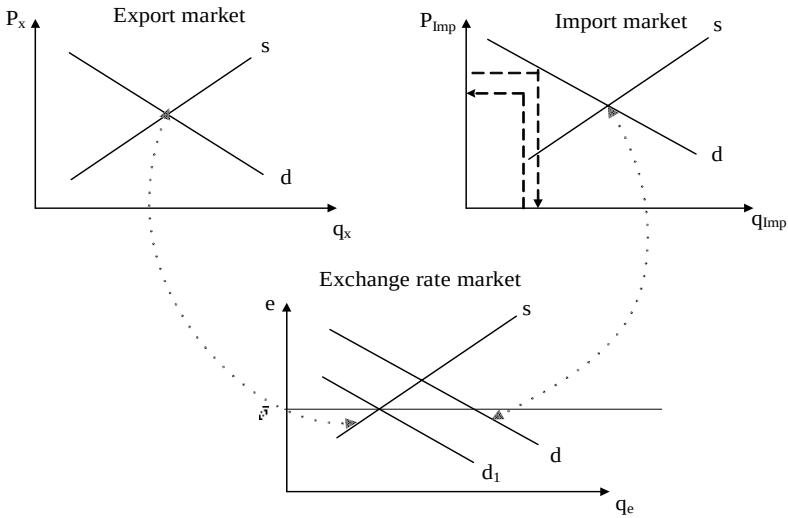


Chart 1 simplifies the logic of the exchange control, where p_x is the price of export, q_x is the volume of export, p_{Imp} – price of import, q_{Imp} – volume of import, e is the exchange rate (levs per one unit of foreign currency), and q_e is the volume of foreign currencies at the foreign exchange market. The import market determines the supply of foreign currencies by non-residents, while the export market determines the demand for foreign currencies by residents. Focusing on the trade balance only, given the purposes pursued by the government by implementing any form of exchange control (monetary stabilization, based on fixed exchange parity and a certain volume of foreign reserves), it is necessary either to stimulate the export, i.e. to shift the expand the supply of foreign currencies (shift to the right) (which is considerably more difficult when all countries apply such measure) or/and to restrict the import, the contract the demand of foreign currencies (demand for foreign exchange shifts to the left, d_1). The fixed parity is $\bar{e}$, and the rate is such that upward movements imply devaluation/depreciation and downward movements mean revaluation/appreciation.[35] In this case we do not take into consideration capital flows and if we want to incorporate them, this will add an-

[35]Christoforoff (1939) makes a distinction between appreciation and revaluation.

other market (for the demand and supply of capital) and its respective impact on the demand and supply of foreign currencies. For example, in the case of capital inflow the foreign currency supply expands, and foreign currency supply curve shifts to the right, and vise versa.

Under the Type 1 of exchange control, the influence is on the basic goods markets and the equilibrium of the foreign currency market is derived. With respect to the import, however, two types of restrictions can be identified, and namely price discrimination (tariffs and customs duties) and volume discrimination (quotas, barter). In the former type the import price is fixed above its equilibrium level by adding customs duties and tariffs and the volume becomes a function of this fixed price level. In the latter case, the volume is fixed (usually lower than its equilibrium) and the price is determined accordingly. The historical record proves that the exchange control of the first type does not always accomplish directly the aims pursued at the foreign exchange market because of the decentralized behavior of importing and exporting agents.

Type 2 of exchange control exerts a direct impact on the foreign exchange market as the supply and demand of foreign currencies is monopolized by the state (of a certain public institution). In the case of Bulgaria it is the central bank through the functioning of the foreign exchange institute. By the means of foreign exchange monopoly the central bank can fix directly the demand in d_1. Under these circumstances, if the goal is to impact the foreign currency supply, the exchange premia are an appropriate instrument. The exchange premia are a form of violation of the static foreign exchange monopoly, allowing fora rate (which is fixed by the virtue of law) with only purpose to stimulate export (to some extent). In principle, when the volume of foreign exchange and the exchange rate are given, the next logical step is to control totally (through permissions and licenses) the volumes of import and export, hence, the goods markets become a function of the predetermined equilibrium at the foreign exchange market. No doubt that exchange control Type 2 is considerably stronger and violates much more market mechanisms of efficient distribution of scare resources. It is also more difficult to maintain, as evidenced by the presence of black exchange market, smuggling, corruption and other forms of violation (like the story of the two Italian citizens in Bulgaria).

The other technical detail concerns clearing. We shall take the example of Interwar Bulgaria and try to narrow things down to the role of clearing with Germany in the development of the Bulgarian economy after 1932.[36] There are different opinions about the German impact on Southern Europe, from

[36]Details about the interrelations between the dynamics of the Bulgarian and German economies see Christophoroff (1939) and also Fisher (1939, p. 154)

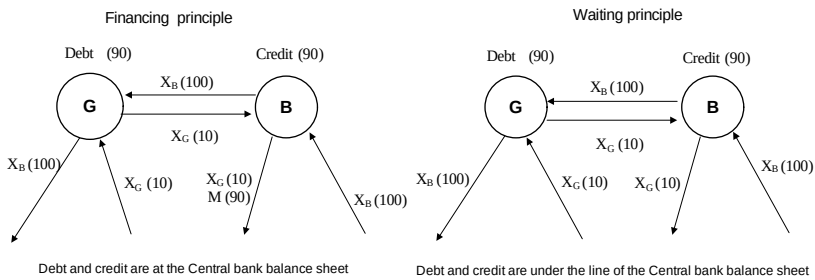
unqualified support of clearing to the opposite extreme of its total denigration alongside accusations of German exploitation.

Here we would like to remind the reader the scheme of clearing (Chart 2) which we discussed in Section 2 (the immediate payment or financing principle, and the delayed payment principle). *G* stands for the German central bank, *B* for the BNB, X_B for Bulgarian export to Germany, X_G for German export to Bulgaria or Bulgarian import from Germany, and *M* for additional monetary flow created by the Bulgarian central bank due to the clearing surplus (in our case 90). In the case of immediate payment (the financing principle) applied in Bulgaria (the same as in Hungary) as a result of the positive clearing surplus [$X_B(100) > X_G(10)$], domestic money supply automatically expands (the clearing surplus is multiplied by the clearing exchange rate (assumed at unity).[37]

Under this financing principle the central bank bought the receivables from its exporters at the fixed clearing exchange rate. Under the other postponed payments principle (as employed in Romania)[38] the central bank waited for the counterparty to settle the clearing balance, hence the positive surplus was not immediately monetised and there was no monetary expansion at home. In the first case the positive surplus appeared as debt/credit respectively on the books of the German central bank and the BNB. In the second case there was no additional monetary creation and the clearing debt/credit position was not on the books but below the line (off-balance sheet). In this waiting principle the clearing surplus (90) had a depreciating effect on the mark (as mentioned by Larry Neal).[39]

Chart 2

TWO METHODS OF CLEARING SYSTEM



[37]In the real Bulgarian case the rate was 1RM = 33 leva).

[38]See for instance Neal (1979).

[39]In this case we could assume the clearing rate to move from 1 to around 0.1, ceteris paribus.

First, we note that clearing substantially impacted money supply and price levels. As noted above, due to the specific method of clearing with Germany (in contrast with, say, Romania),[40] Bulgaria maintained a flat clearing rate of 33 levs to the mark. The positive clearing balance Bulgaria accumulated led to the expansion of money supply and inevitably to price and income increases, and consequently to economic expansion. This scenario had positive features given the fact that Thirties' deflation had severely hurt agriculture.[41] This expansion through the immediate payment method can be accommodated within the overall German "contagion" of the Bulgarian economic cycle as described by Christophoroff (1939). As the National Socialists come to power in Germany in 1933, the economy was experiencing credit growth and expansion of government spending. This logically followed the 1932 clearing agreement between Bulgaria and Germany and the consequent BNB departure from strict deflationary policy and the introduction of exchange premia in mid-1933.

The actual development of the Bulgarian cycle (see Christophoroff, 1939) confirms the above logic of exchange control development. In a comparative perspective, Larry Neal (1979)[42] argues that the different methods of payment explain higher Hungarian growth in contrast with the difficulties faced by Romania. Paul Einzig (1955) describes the different mechanisms by which Germany first exported inflation to South–Eastern Europe and then pursued deflation at home. Germany accumulated positive clearing balances and used the financing principle nations (Bulgaria and Hungary) to finance German economy by inflation or devaluation. Therefore it was against the German interest to introduce the mark into South–Eastern Europe as this would deny it the inflation/devaluation levers. (Interesting parallels could be drawn with the present refusal of older eurozone countries to put the euro into circulation in new accession states.)

[40]Romania tried several times to renegotiate its clearing rate with Germany.

[41]Interestingly, in the financing principle adjustments are realised by price levels, whereas in the delay principle by the fluctuating Sperrmark rate. Thus in Bulgaria domestic price rises due to monetary expansion cut Bulgarian competitiveness in Germany, i. e. they reduced mark appreciation. In Romania there were no price rises but the Sperrmark depreciated in the Romanian market. When the waiting period ended the Sperrmark rose to approach its previous level. We could also assume that the financing principle affected Bulgarian competitiveness not only in Germany but also elsewhere, prompting exchange premia to stimulate trade with free currency countries. Neal (1979, p. 400) saw financing principle countries as being politically closer to Germany.

[42]Friedman (1976) tried to measure the welfare benefits and the losses for Hungary clearing with Germany, comparing the term of trade in the clearing area and outside the clearing area and comparing the deferent export elasticity for the two areas.

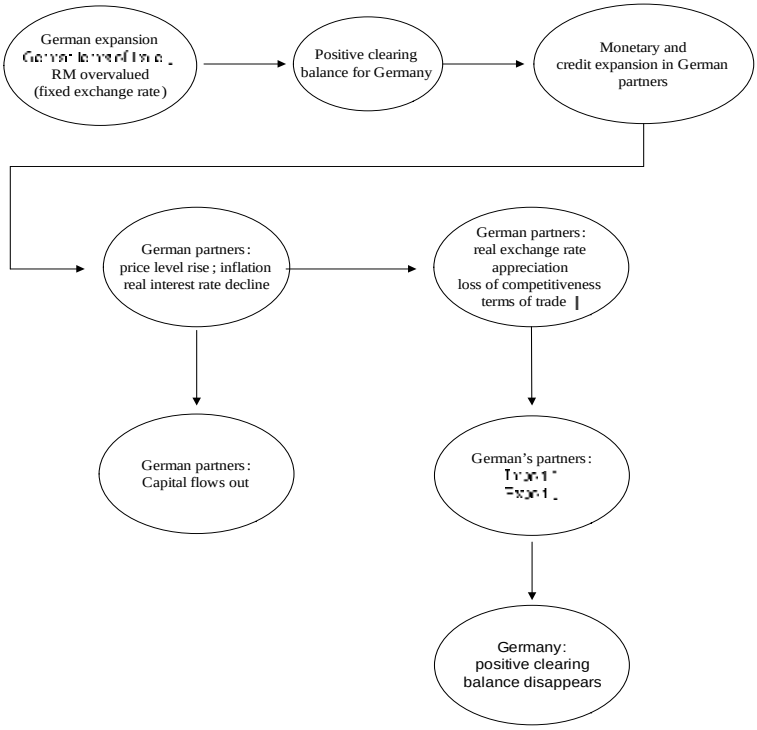
Second, we note that exchange control in clearing influenced the real exchange rate and overall national terms of trade. Despite the many difficulties in calculating terms of trade in the framework of clearing and exchange control (see Neal, 1979, and Friedman, 1976), there is consensus among researchers that German terms of trade developed unfavourably for Southern Europe (i. e., the ratio of export prices to import prices fell). This is supported by the overvaluation of the Reichsmark in clearing exchange rates.[43] Under these circumstances immediate payment and hence money expansion in clearing creditor countries (e. g. Bulgaria) postponed real Reichsmark appreciation against the lev and boosted lev appreciation against the Reichsmark. In a sense, this was a compensating mechanism in the context of trade flows between Bulgaria and Germany given the fact that both sides opposed devaluation.

As a whole we dare argue that exchange control and clearing in particular stimulated the Bulgarian economy under the circumstances of global deflation and international trade restrictions. Importantly, exchange control was also significant for national industrial development which falls outside the scope of this paper. Therefore, there are reasons to argue for a peculiar semi–automatic mechanism of overcoming the disequilibria within the clearing bloc, as the channels of this mechanism could be described in the following way:

[43]The problem of the overvalued Reichsmark was solved by private clearing agreements with Germany through the flexible exchange rate of the ASKI marks and through the mechanism of Sperrmarks (Neal, 1979).

Chart 3

THEORETICAL MODEL OF SEMIAUTOMATIC ADJUSTMENT UNDER CLEARING AGREEMENTS



It is interesting to note that the proposed clearing system as a general form of building the international financial relations is later on again put forward by Keynes as a part of his plan for reforming the international financial system after WWII (Dam, 1982, Triffin, 1969 [1968]). In his plan Keynes explicitly shared his conviction that a balancing mechanism was feasible in the frameworks of a global clearing, and his wish for this mechanism to be relatively symmetric (in contrast to the gold standard). This means part of the burden to be spread among the creditors. In a sense, Keynes' proposal is confirmed that the exchange control was a weapon used by debtors, regardless of whether they were producers, consumers or whole countries.[44]

[44]There is no doubt, however, that the exchange control destroys the market mechanisms of distribution of resources and creates conditions for their ineffective use. And this is most obvious from the microeconomic analysis of the exchange control.

Theoretical Reflections: the Microeconomics of Exchange Control

The standard neoclassical microeconomic approach provides us (to some extent) with the opportunity to conduct cost-benefit analysis of the exchange control with respect to different groups of economic agents, inevitably defined in quite aggregate terms[45] (Chart 4). The different forms of exchange control are reduced to a simplified model since they are based on a common philosophy. The following model is very similar to the traditional model of monopoly that could be found in most undergraduate textbooks.

Chart 4

MICROECONOMICS OF THE EXCHANGE CONTROL

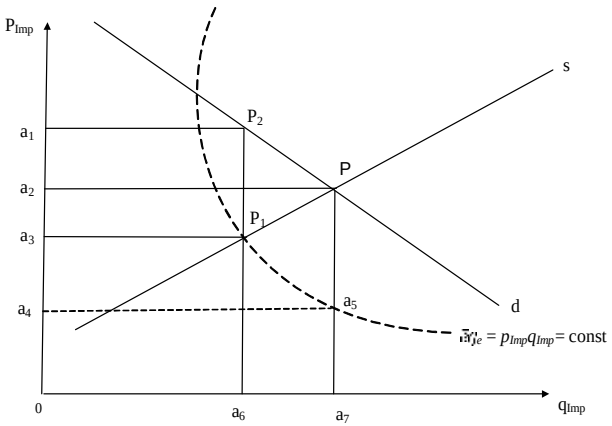


Chart 4 shows a stylized market for import. The symmetric parabola $\bar{e}\,q_e$= const illustrates the predetermined level of foreign exchange market equilibrium (the volume of the foreign currencies multiplied by the exchange rate officially maintained and announce by the central bank) given a certain demand of import. We do not take into account the export, i.e. $q_e = p_{Imp}q_{Imp} = const$. The parabola illustrates the artificially set volume of de-

[45]The microeconomics of trade and exchange control has also been subject to analysis by Machlup (1939), Heuser (1939), Lindert and Kindleberger (1983 [1982]) among others. Our model is close to Heuser's model.

mand exchange (for import) while the true demand is determined by *d*. If we assume that demand for foreign currencies (for import) should be contracted by let's say 60 per cent, i.e. form square a_2Pa_7O to square $a_4a_5a_7O$, the new price is set at P_1 – cross point of the supply of import and the parabola. The new volume of import is Oa_6, and not Oa_7, and the square $a_3P_1a_6O$ is equal to $a_4a_5a_7O$. The buyer of the import goods can pay also the higher price P_2 for the volume Oa_6 as the consumer surplus will decrease on account of importer's profit up to the square $a_1P_2P_1a_3$. It is interesting to note that in both types of exchange control some of the consumer surplus is wasted: in the case of applied tariffs and customs duties some part of the consumers' income goes to the state/government while in the case of direct exchange control it goes to the importers.[46] The higher the share of the country imposing exchange control in overall international trade of a certain goods or commodities, the higher the profit to importers.

The destruction of price mechanisms and market mechanisms in general, results in the discriminating character of the exchange control (Ellis, 1947) and is accompanied by a number of other problems like the process of redistribution, corruption, cronyism, and some political processes which hamper the economic development. Some win, while others lose from the exchange control, not only as a consequence of the economic efforts but also as a result of some individuals'actions. The story about the corruption at the beginning of the paper is not an incident; it is rather common of that time. BNB archives are exuberant of such documents, permissions granted by the central bank, which are by far away from the claims of the pioneers of the exchange control to be objective.

The close intertwining of economy and politics in the case of exchange control could be appropriately studies by the instruments of the public choice and new political economy approaches. Although the main purpose of this paper is not to analyse the interests and behaviour of different groups of individuals, we would like to mention and remind the reader that the short life of the monetary stabilization and resumption of the stable (fixed) exchange rate in Bulgaria, as well as the resistance not to devalue are the main reasons behind the introduction of the exchange control. It could be also interpreted as a consequence of the increased economic and political influence of the growing middle class, small producers and peasants who do not want to loose their savings like in the past, and who would not support political elite which will initiate devaluation. The exchange control is also in favour of the new national industries, which are closely linked to the political powers.

[46]Christoforoff also makes this distinction (1947, p. 196).

To summarize, the First World War caused a sudden collapse of the world economy. Money supply, relative prices, and the structure of the balance of payments irreversibly changed. New social and political subjects appeared whose interests were related to those of the debtors and those who opposed deflation. Money became fiduciary, while capital movements dominated the balance of payments. Failure to revive the pre-War situation and the Great Depression accelerated national isolation and war preparations. This line of reasoning shows that the exchange control is an organic element of the closed economy. At the beginning it was viewed as an alternative to devaluation and deflation and a way of overcoming the balance of payments constraint; in time it became an instrument for mobilising war resources. In this aspect Bulgaria followed similar trajectories: she was forced to opt for isolation and exchange control as an alternative to devaluation and deflation.

Today Bulgaria is a member of the EU which, at least in principle, is a framework for avoiding economic isolation and war in Europe. In a sense, the balance of payments constraint, which was felt at the national level, is now partly transferred to the European scale. By adopting the common currency a euro area member country cannot any longer improve its competitiveness through devaluation, while the currency board in Bulgaria (which is not a eurozone member yet) commits it to low inflation and restrictive fiscal policy. Today as in the Interwar, European economies can prosper in the long run only by adopting healthy fiscal and monetary policies and increasing productivity. Yet, unlikely as economic isolation and autarchy may appear, we should remember that these pathologies were also unlikely at the beginning of the Twentieth Century.[47]

CONCLUSIONS

We can summarise the main results of our study thus: first, Interwar exchange control resulted from balance of payments constraints which were particularly severe for peripheral and semi–peripheral countries given the collapse of the world economic and monetary equilibrium. During the Thirties the relatively automatic mechanism of the gold standard and the LLR functions performed by the Bank of England and central banks in the financial core no longer existed, while ideas of a global LLR like today's IMF were nascent. The League of Nations lacked the authority to restore pre-War financial relations and implement a new system.

Second, peripheral and semi peripheral countries like Bulgaria, which had a long record of poor discipline and lacked good monetary management tra-

[47]See Fromkin (2004), Frieden (2006)

ditions, preferred fixed exchange rates which symbolized monetary stability and enhanced credibility. For this they needed foreign reserves which, however, rapidly decreased through balance of payments deficits. The latter were caused mainly by dramatic drops in farming prices and capital outflows. Moreover, most countries opting for exchange control had been defeated in the War and laboured under a heavy debt burden.

Third, the exchange control bloc included countries with similar problems, similar preferences and characteristics. Together with the Sterling bloc (which included Great Britain and its colonial system) and the Gold bloc (with France at the head), the exchange control bloc, with Germany at the centre, had its own basic equalizing mechanism. From a technical point of view the exchange control can be seen as an alternative strategy to devaluation (pursued by the Sterling bloc) and to deflation and wage decreases (pursued by the Gold bloc). At a more disaggregate level, when we study the techniques of the exchange control, we find several details (like exchange premiums for example) which are *de facto* in conflict with the fixed exchange rate principles.

Fourth, our study of exchange control reveals interesting macro interrelations. While there is some obvious macroeconomic asymmetry within exchange control countries (in fact there was a similar asymmetry during the pre-War classical gold standard), we observe certain equilibrating processes with respect to the main macroeconomic parameters and to foreign trade. Of course, such processes could only be regarded as secondary. There is no doubt that exchange control was a serious interference in market mechanisms. Furthermore, history shows that exchange control was characterized by corruption and political favouritism and had strong priorities in one way or another. These microeconomics and sociological aspects, however, constitute a new chapter of this complex story.

References

Aldcroft, D. (2002) Currency Stabilization in the 1920s: Success or Failure?, *Economic Issues*, vol. 7, part 2, pp. 83–102.

Avramov, R. (2001) *Bulgaria's Economic 20th Century*, Centre for Liberal Strategies, Sofia (Аврамов, Р. (2001) Стопанският XX век на България, Център за либерални стратегии, София).

Benham, F. (1939) *South–Eastern Europe: a Political and Economic Survey*, Royal Institute of International Affairs, London.

Berahov, R. (1927) *Industrial Protectionism at Home*, Napredak Cooperative Printing House), Sofia (Бераховъ, Р. (1927) Индустриалният протекционизмъ у насъ, Кооперативна печатница „Напредъкъ", София).

Berov, L. (1989) *Bulgarian Economy until the Socialist Revolution*, Vol I, Nauka i Izkustvo Publishing House, Sofia (Беров, Л. (1989) Икономиката на България до Социалистическата революция, Том I, Издателство „Наука и изкуство", София).

Berov, L. (1997) *The Bulgarian National Bank at 120*, an unpublished manuscript (Беров, Л. (1997) Българската народна банка на 120 години (непубликуван материал).

BNB (1999) 120 *Years Bulgarian National Bank*, Avramov, R. (ed.), Sofia (БНБ (1999) 120 години Българска народна банка, 1879–1999г., Аврамов, Р. (ред.), София).

BNB (2001) *The Bulgarian National Bank: a Collection of Documents*, the Central Public Record Office., Vol. 3, 1915–1929 (БНБ (2001) ГУ на архивите при МС, Архивите говорят, БНБ. Сборник документи, Том III, 1915–1929).

BNB (2004) *The Bulgarian National Bank: a Collection of Documents*, the Central Public Record Office, Vol. 4, 1930–1947 (БНБ (2004) ГУ на архивите при МС, Архивите говорят, БНБ. Сборник документи, Том IV, 1930–1947).

Bonnet, M. (1933) *The Economic Reconstruction of Central and South–Eastern Europe*, the Royal Institute of International Affairs (1931–1939), Vol. 12, No. 1, pp. 19–36.

Boshnyakov, D. (1936) Prices and the Monetary Problem, Razvitie Printing House, Sofia (Бошняков, Д. (1936) Цените и монетната проблема, Печатница „Развитие", София).

Boshulkov, K. (1927) *The Monetary Crisis. (The Theory of Irvin Fischer)*, Sofia, (Бошулков, К. (1927) Паричната криза (теорията на Ървин Фишер), София).

Burilkov, Zh. T. (1928) *The Monetary Reform*, S. M. Staikov Printing House, Sofia (Бурилков, Ж. (1928) Монетна реформа, Печатница „С. М. Стайков", София).

Chapkunov, A. (1936) *Crises and Foreign Currency*, Hudozhnik Printing House, Sofia (Чакпънов, А. (1936) Кризи и валута, Печатница „Художник", София).

Christophoroff, A. (1939) *The Course of the Trade Cycle in Bulgaria 1934–1939*, Publications of the Statistical Institute for Economic Research, State University of Sofia, No 1–2, Pridvorna printing house, Sofia (Христофоров, А. (1939) Развитие на конюнктурния цикъл в България 1934–1939, Трудове на Статистическия институт за стопански проучвания при Софийския държавен университет, книжка № 1–2, Придворна печатница, София).

Chirstophoroff, A. (1946) Central Banks and Trade Cycle Theory. Yearbook of the State Higher School of Financial and Administrative Sciences, Vol. V, 1945/1946, Sofia (Христофоров, А. (1946) Централните банки и съвременните конюнктурни теории. Годишник на Държавното висше училище за финансови и административни науки, Том. V, 1945/1946, София).

Dam, K. (1982). *The Rules of the Game. Reform and Evolution in the International Monetary System*, Chicago University Press, Chicago and London.

Demostenov, S. (1937) *The History of the Monetary Theory*, Pridvorna Printing House, Sofia (Демостенов, С. (1937) Очерки по теория на парите, Придворна печатница, София).

Demostenov, S. (1946) *Money, the Essence and Importance of Money*. Shtastie Litography, Sofia (Демостенов, С. (1946) Пари. Същност и значение на парите, Литография „Щастие", София).

Demostenov, S. (1991 [1946]) *Theoretical Political Economy*, 7M Publishing House and University Publishing House, Sofia (Демостенов, С. (1991 [1946]) Теоретическа политическа икономия, Издателство „7М" и Университетско издателство, София).

Eichengreen, B. (1997 [1996]) *L'expansion du capital. Une histoire du système monétaire international*, L' Harmattan, Paris.

Eichengreen, B., J. Sachs (1985) Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930, *The Journal of Economic History*, Vol.45, No 4, pp. 925–946.

Einzig, P. (1934) Exchange Control, Macmillan, London.

Einzig, P. (1955) *The Exchange Clearing System*, Macmillan, London.

Ellis, H. (1940) The Past and Future of Exchange Control, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 54, No 4, part 2, pp. 159–217.

Ellis, H. (1942) The Problem of Exchange Systems in Post-war World, *The American Economic Review*, Vol. 32, No 1, part 2, pp.195–205.

Ellis, H. (1947) Exchange Control and Discrimination, *The American Economic Review*, Vol. 37, No. 5, pp. 877–888.

Fisher, A. (1939) *The German Trade Drive in South–Eastern Europe*, Royal Institute of International Affairs, Vol. 18, No 2, pp. 143–170.

Frieden, J. (2006) *Global Capitalism. Its Fall and Rise in the Twentieth Century,* W.W. Norton & Company, New York, London.

Friedman, Ph. (1976) The Welfare Costs of Bilateralism: German–Hungarian Trade, 1933–1938, *Explorations in Economic History*, vol. 13, No 1, pp. 113–125.

Friedman, Ph. (1978) An Econometric Model of National Income, Commercial Policy and the Level of International Trade: The Open Economies of Europe, 1924–1938, *The Journal of Economic History*, Vol. 38, No. 1, pp. 148–180.

Fromkin, D. (2004) Le dernier été de l'Europe. Qui a provoqué la Première Guerre Mondiale?, Hachette, Pluriel, Paris.

Goodhart, Ch. (1998) The Two Concepts of Money: Implications for the Analysis of Optimal Currency Areas, *European Journal of Political Economy*, vol. 14, p. 407–432.

Heilperin, M. (1939) *International Monetary Economics*, Longman, Green and Co., London.

Heuser, H. (1939) *Control of International Trade*, London, Routledge.

Hunke, H. (1942) *The Foundations of the International Economic Relations in Europe*, Publication of the German–Bulgarian Chamber of Commerce, Sofia (Хунке, Х. (1942) Основите на междудържавните стопански отношения в Европа, издание на Германско–българската търговска камара, София).

Ivanov, M. (2001) *Political Games with the External Debt*. Bulgarian Scenarios of Economic Crisis and Upsurge, 1929–1934, Zlatyo Boyadzhiev Publishing House, Sofia (Иванов, М. (2001) Политическите игри с външния дълг. Български сюжети на стопански кризи и възход, 1929–1934, Издателство „Златьо Бояджиев", София).

Ivanov, M. (2004) Could We Devalue? What is There behind the Orthodox Bulgarian Answer to the Great Depression?, *Historical Review* No. 3/4 (Иванов, М. (2004) Можехме ли да девалвираме? Какво се крие зад ортодоксалния български отговор на Голямата депресия?, Исторически преглед, № 3/4).

Ivanov, M., K. Dimitrova, R. Simeonova–Ganeva (2007) Effective Exchange Rates of the Bulgarian Lev 1896–1939, *BNB Discussion paper (forthcoming)*.

Kemilev, A. (1936) Money Circulation in Bulgaria, *Journal of Higher School of Commerce Graduates*, Varna, year I, book 4, pp. 287–300 (Кемилев, А. (1936) Паричното обръщение въ България, Списание на завършилите Висшето търговско училище – Варна, година I, книжка 4, стр. 287–300).

Kindleberger, Ch. (1988 [1973]) *La grande crise mondiale 1929–1939*, Economica, Paris.

Kindleberger, Ch. (1990 [1984]) *Histoire financière de l'Europe occidentale*, Economica, Paris.

Koszul, J. (1932) *Les efforts de restauration financière de la Bulgarie* (1922–1931), Felix Alcan, Paris.

Kulicher, I. (2002 [1929]). *The Main Questions of the International Trade Policy*, Socium, Moscow (in Russian).

Lazaretou, S. (2005) The Drahma, Foreign Creditors and the International Monetary System: Tales of a Currency in the 19th and Early 20th centuries, *Explorations in Economic History*, 42, pp. 202–236.

League of Nations (1938) *A Report on Exchange Control Submitted by a Committee Composed of Members of the Economic and the Financial Committees*, Official No. C.232.M.131, Geneva.

Leonidoff, A. (1966) Impact of the External Financial Debt of Bourgeois' Bulgaria on Its Balance of Payments and Currency During the First Phase of the General Capitalist Crisis (1918–1938), *Publications of Karl Marx High Economic Institute*, Sofia, book II (Леонидов, А. (1966) Отражението на външните финансови дългове на буржоазна България върху платежния баланс и валутата ѝ през първия етап от общата криза на капитализма (1918–1939), Трудове на Висшия икономически институт „Карл Маркс" – София, книга II, София).

Leonidoff, A. (1969) Foreign Creditors and Bulgaria after the First World War, *Historical Review*, Vol. XXV, issue 4, pp.15–37 (Леонидов, А. (1969) Чуждите кредитори и България след първата световна война, Исторически преглед, Том XXV, книжка 4, стр. 15–37).

Lindert, P., Ch. Kindleberger (1983 [1982]) Economie internationale, 7e Édition, Economica, Paris.

Machlup, F. (1939) The Theory of Foreign Exchanges, *Economica*, New series, Vol. 6, No. 24, pp. 375–397.

Madgearu, V. (1939) *Le Contrôle des Changes en Roumanie*, International Institute of Intellectual Cooperation, Paris.

Michaely, M. (1962) Multilateral Balancing in International Trade, *The American Economic Review*, vol. 52, No 4, pp. 685–702.

Miller, B., K. Kagan (1997) The Great Powers and Regional Conflicts: Eastern Europe and the Balkans from the Post-Napoleonic Era to the Post-Cold War Era, *International Studies Quarterly*, Vo. 41, pp. 51–85.

Monchev, B. (1939) *The Monetary Problem after the World War*, Sofia (Мончев, Б. (1939) Монетната проблема след световната война, София).

Neal, L. (1979) The Economic and Finance of Bilateral Clearing Agreements: Germany 1934–1938, *The Economic History Review*, Vol. 32, No3, pp. 391–404.

Nedelchev, K. (1940) *Monetary Issues: Bulgaria 1879–1940*, Knipegraph Printing House, Sofia (Неделчев, К. (1940) Паричното дело в България, 1879–1940, Печатница „Книпеграфъ“, София).

Nenovsky, N. (2006) *Exchange Rate and Inflation: France and Bulgaria in the Interwar Period and the Contribution of Albert Aftalion* (1874–1956), *BNB publication*.

Nenovsky, N., G. Pavanelli, K. Dimitrova (2007) Exchange control in Italy and Bulgaria in the Interwar period: History and Perspectives, *OeNB Workshop proceedings.*

Nikolov, G. (1927) Stabilization: Monetary and Economic (*Thoughts on the Monetary and Economic Crisis*), Elisei Petkov Printing House, Sofia (Николов, Г. (1927) Стабилизация. Парична и стопанска (Мисли върху парично-стопанската криза), Печатница „Елисей Петков“, София).

Nurkse, R. (1944) *L'expérience monétaire internationale. Enseignements de la période d'entre les deux guerres*, Genève, Société des Nations.

Petkov, J. (1926) *Prix, circulation et change en Bulgarie de 1890 a 1924, Jouve & Cie Editeurs*, Paris.

Radoslavov, V. (1993 [1923]) *Bulgaria and the World Crisis*, Publishing House of the Bulgarian Academy of Sciences, Sofia (Радославов, В. (1993 [1923]) България и световната криза, Издателство на БАН, София).

Raupach, H. (1969) The Impact of the Great Depression on Eastern Europe, *The Journal of Contemporary History*, Vol. 4, No. 4, pp. 75–86.

Robbins, L. (1935) *The Great Depression*, MacMillan and co., London

Royal Institute of International Affairs (1933) *Monetary Policy and the Depression*, A First Report on International Monetary Problems by a Group of the Royal Institute of International Affairs, Oxford University Press, London: Humphrey Milford.

Royal Institute of International Affaires (1936) *The Balkan States*. A Review of the Economic and Financial Development of Albania, Bulgaria, Greece, Romania and Yugoslavia since 1919, Oxford University Press, London: Humphrey Milford.

Rueff, J. (1966). Le lancinant problème des balances de paiements, Pyot, Paris.

Sarailiev, G. (1937) *Monetary Devaluations and Their Effect Abroad and at Home*, Sofia (Саръилиев, Г. (1937) Монетните обезценки и тяхното отражение в чужбина и у нас, София).

Stoyanov, N. (1933) Reparations and Inter-allied Debts. Bulgaria Government Debts, P. Glushkov Printing House, Sofia (Стоянов, Н. (1933) Репарации и междусъюзнически дългове. Български държавни дългове, печатница „П. Глушков", София).

Svrakoff, G. (1941 [1936]). *Theory of Trade Policy (Foreign Trade*), Edition II, Library of State High School of Financial and Administrative Sciences, No.3, Sofia (Свраков, Г. (1941 [1936]) Теория на търговската политика (външна търговия), второ допълнено издание, Библиотека на Държавното висше училище за финансови и административни науки, № 3, София).

Toshev, D. (1943). Bulgarian Industrial Policy after WWI. *Journal of Higher School of Commerce Graduates*, Varna, 15, pp. 1–213, Izgrev Printing House, Varna (Тошев, Д. (1941–1942) Българската индустриална политика след първата световна война, Списание на завършилите Висшето търговско училище – Варна, книжка 15, стр. 1–213, печатница „Изгревъ", Варна).

Toshev, G. (1928) *Foreign Currency and Foreign Currency Policy: A Scientific Inquiry into the Reasons of the Economic Crisis*, Franklin Cooperation Printing House, Sofia (Тошев, Г. (1928) Валута и валутна политика. Научна анкета за причините на стопанската криза, Кооперативна печатница „Франклинъ", София).

Totev, T. (1932) *The Money. Coins – Banknotes – Paper Money*, Zadruzhen Trud Printing House, Sofia (Томев, Т. (1932) Парите. Монети – банкноти – книжни пари (L'argent. Monnaie – billets de banque – titres), печатница „Задружен труд", София).

Triffin, R. (1969, [1968]) *Le système monétaire international*, Firmin–Didot Etude et Éditions CLÈ, Paris.

Vanek, J. (1962) *International Trade. Theory and Economic Policy*, Richard D. Irwin, Homewood, Illinois.

Vatchkov, D., M. Ivanov and Ts. Todorova (2007) *The History of Bulgaria's External Government Debt*, 1878–2005 (*forthcoming BNB publication*) (Вачков, Д., М. Иванов, Цв. Тодорова (2007) История на външния държавен дълг на България, 1878–2005 г., предстоящо издание на БНБ).

Yeager, L. R. (1966), *International Monetary Relations: Theory, History and Policy*, New York, Harper & Row.

Yurii (1923) *Monetary Crisis Liquidation (the Appreciation of Our Lev*), Pridvorna Publishing House, Sofia (Юрий (1923) Ликвидация на паричната криза (покачване ценността на нашия лев), Придворна печатница, София).

Zarin, P. Ch. (1947) *Measures against Monetary Inflation*, Hudozhnik Printing House, Sofia (Зарин, П. (1947) Мерки против паричната инфлация, Печатница „Художник", София).

DP/62/2007

Different Methodologies for National Income Accounting in Central and Eastern European Countries, 1950–1990

Rossitsa Rangelova

Abstract. During the period of centrally planning in the Central and Eastern European (CEE) countries the officially applied accounting system was the so-called Material Product System (MPS), it was different from the System of National Accounts (SNA). This hampered the international comparisons of national income (Net Material Product – NMP), which was the basic macro-indicator of the centrally planned economies (CPEs) and Gross Domestic Product (GDP) in the market type economies. In parallel with the official practice in CPEs, individual authors (like T. P. Alton et al, A. Maddison, and others) and international organisations derived estimates of these countries' national income mainly trying to transform NMP into GDP. The International Comparison Project (ICP), where countries from CEE participated, was of great importance for producing comparable estimates.

In this study different approaches are presented, their methodological specificity is analysed, and estimates of national income and economic growth for the period 1950–1990 in CEE countries, including Bulgaria are compared.

Резюме. През периода на централно планиране в държавите от Централна и Източна Европа официално прилаганата система на отчетност бе т.нар. баланс на народното стопанство – система, различна от тази на националните сметки. Това пречеше на извършването на международни сравнения между националния доход (чистата продукция) – базисния показател при централноплановите икономики, и брутния вътрешен продукт при пазарните икономики. Успоредно с официалната практика при централноплановите икономики отделни автори (като T. P. Alton et al, A. Maddison и др.) и международни организации извеждаха оценки на националния доход на тези държави, най-вече опитвайки се да преобразуват чистата продукция в брутен вътрешен продукт. Проектът „Международна съпоставимост", в който държавите от Централна и Източна Европа участваха, беше извънредно важен за извършването на сравнителни оценки.

В това изследване са представени различни подходи, анализирана е тяхната методологическа специфика и са сравнени оценки за националния доход и икономическия растеж за периода 1950–1990 г. в държавите от Централна и Източна Европа, включително България.

Contents

Introduction .....

Material Product System: the Official Accounting System of the Centrally Planned Economies .....

Theoretical Background .....

Historical Development of the MPS .....

Links between the SNA and the MPS in Terms of the Main Macroeconomic Indicators .....

Basic Methodological Differences between National Income Accounting in the MPS and the SNA .....

NMP by Official Data .....

NMP Growth Rates by Official Data .....

The CMEA Comparison .....

The ICP Detailed Repricing Comparison of GDP Including CPE and Shortcut Approaches .....

The Shortcut Approach of R. Summers and A. Heston ..

Comparison of the GDP per Capita for the CPEs Using Shortcut Approaches Based on the ICP .....

The Alternative Approach of T. P. Alton and Associates to Estimating GNP in Six Former CPEs: Empirical Comparison

The Maddison Approach .....

Concluding Remarks .....

Appendix .....

References .....

The paper was presented at the XIV International Economic History Congress, Helsinki, Finland, 21–25 August 2006, Session 103 "New Experiences with Historical National Accounts, Methodologies and Analysis". The paper is based on the second chapter of the author's book: Rangelova, R. (2006a), Bulgaria in Europe: Economic Growth during the 20th Century. Prof. Marin Drinov Publishing House of the Bulgarian Academy of Sciences, Sofia.

Dr. Rossitsa Rangelova is Senior Research Fellow at the Institute of Economcs, Bulgarian Academy of Sciences, e-mail: r.rangelova@iki.bas.bg

Introduction

During the period of central planning (1950–1990) the CEE countries applied a specific accounting system known as Material Product System (MPS). It was initiated by the planning and statistical bodies in the USSR in the early 1920s. After World War II it was introduced in all countries which fell into the political and economic sphere of the USSR and which formed the so-called socialist system of CPEs.[1] From the beginning of the 1970s onwards the MPS received an equal status with that of the SNA in the international statistics of the UNs. Thus the two accounting systems coexisted throughout several decades. During that period the two systems exerted a mutual influence which was useful for their development.

In fact the MPS was the official statistical standard used for measurement of economic performance and development for nearly seven decades in the USSR and three decades in fifteen other CPEs. This means that all data on the economy of the former CPEs available in national and international yearbooks or other statistical publications are conformed to the definitions and classifications of the MPS.

Hungary was the only country which considerably extended the scope of its macroeconomic statistics and introduced a unique accounting system. In this respect it was different not only from all other former member countries of the Council of Mutual Economic Assistance (CMEA) but also from all market economies. Basically, the Hungarian system preserved all important indicators required by the MPS, but also incorporated all major macrostatistical aggregates proposed by the SNA.

As the previous economic system was marked by stimulation of high growth, the macroeconomic statistical indicators were often overestimated. The first very sharp critical publications on this topic in Russia dated from the middle of the 1980s. The critical attitude was against the published data in a jubilee yearbook presenting an increase of the industrial production for the period 1917–1987 by 330 times and of the NMP – by 149 times.[2] In the case of Bulgaria, the 1988 increase of the NMP was originally reported as 6.2 per cent, but only after several months it was reduced to 2.4 per cent.[3] This means that the trust in statistics was more or less eroded.

[1]These countries were: Albania, Bulgaria, China, Cuba, Czechoslovakia, the German Democratic Republic (GDR or East Germany), Hungary, Cambodia, the Korean Democratic Republic, Laos, Mongolia, Poland, Romania, Vietnam, and Yugoslavia.

[2] See Guzhvin, P., 1992, No. 9, pp.3–21.

[3]See Rangelova, R., 2003, p. 73.

The basic methodological differencies between the two systems hampered many of the international comparisons of national income between the centrally planned and market type economies. Different international organisations, research centres or even individual authors elaborated approaches to overcome these differences producing their own estimates of NMP (or GNP) in the former socialist countries. They tried, on the one hand, to overcome the methodological difficulties at achieving comparability of the national income indicators due to the different systems of national accounting, and, on the other hand, to deliver parallel of the official sources estimates of NMP, respectively the economic growth rates. Maybe the most methodologically consistent and reliable work is that of T. P. Alton et al, who produced long-term calculations in parallel with the official sources in the CPEs.

The paper aims to consider in a comprative perspective the applied methodologies for the national income (NMP) and GDP and respectively the economic growth in the CEE countries over the period from 1950 to 1990. Firstly, the main features of the MPS and its historical development are presented in short, and basic differences between the MPS and SNA related to the differences in the NMP methodology in comparison with the GDP methodology are discussed. Then the variety of approaches to estimating NMP or GDP for these countries is discussed. They are shown briefly in the Appendix, where this variety is divided into two regions: for the CEE countries and for the former USSR, as far as then a special attention was devoted to the accounting problems of this country. The listed methodologies are classified also by the type of the used approach – based on PPPs, factor cost or physical indicators. Among these approaches the most well-known projects and authors (ICP, T. P. Alton et al, A. Maddison, *etc.*) are analysed in the study. The estimates of NMP/GDP and the economic growth rates derived by them are compared with the offical data. Finally concluding remarks are given.

Material Product System: the Official Accounting System of the Centrally Planned Economies

Theoretical Background

The MPS

The roots of the MPS could be found in the economic theory created by Adam Smith more than two hundred years ago. In his work "An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations" known as "The Wealth of Nations" (1776) he restricted the scope of productive work and creation of value to activities in the sphere of branches producing material goods. After A. Smith, during the 19th and a part of the 20th century the concept of material production was the dominating theoretical basis for the definition and estimation of national income in the developed world. Many proponents of economic science – the best known amongst them was Karl Marx – accepted and incorporated this conceptual basis of national income. Thus the fundamental concept of national income was derived by both A. Smith and K. Marx from the theory of "value-creating labour". According to this theory, "value-creating labour" produces material goods only. This means that national income is creating only in the material production sphere, and it is determined by the sum of the material goods. Thus in the MPS (in difference with the SNA) are separated two spheres: material production and non-material production. The so-called production sphere covered the three major sectors: (a) industry (including coal mining and power production) and construction; (b) agriculture, forestry and fishing; (c) transport and trade (the only parts of these services which are of material nature).[4]

It should be noticed that the main features of the MPS were determined not only by the underlying economic theory, i.e. the limited scope of productive activity, but also by the specific economic policy and economic management system in the CPEs.[5] The Hungarian statistician J. Arvay argues that the MPS is not the only possible and adequate system of central planning. In his view "the latter does not necessarily exclude the concept of national income based on all fundamental needs of the population. At the same time the MPS-type system does not satisfy the statistical needs of a market economy".[6]

---

[4]The economic views and analyses within the MPS, however, differ significantly from those within the SNA even for branches which are covered by the two systems, like industry or agriculture.

[5] See "Basic Principles of the System of Balances of the National Economy". Studies in Methods. Series F, No. 17. United Nations, New York, 1971.

[6] See Arvay, J. 1992, 2006, No. 6, pp. 79–101.

The SNA

Unlike the MPS, the theoretical approach of the SNA assumes a broader interpretation of the scope of the economic activity.[7]

The theoretical framework of this work was taken from the ideas of John M. Keynes. In his famous book "The General Theory of Employment, Interest and Money" (1936) known as "The General Theory" he outlined the key role of the aggregates real income and national income, focusing attention on disaggregating the expenditures of consumers and investors, and stressing the importance of intersectoral economic relations.

The SNA concept covers all kinds of labour creating consumer values, where the final result is a priced value, independently if they are material goods or non-material services (such as healthcare, education, culture, administration, *etc.*). The inclusion of these services and goods in the value added was due to the fact that they influence in one way or another the overall people's living standard.

The greatest advantage of the SNA is manifested in the fuller coverage of economic activities although the inclusion of non-material services into the value of national income or GDP increases their magnitude to a relatively small extent (only 15–20 per cent) and does not change the growth rate of the economy considerably.[8]

Historical Development of the MPS

Considering the MPS development three basic stages can be outlined:

- **First stage** – from the early 1920s when the work on the MPS was initiated in the USSR to 1948–1950 when it was adopted as a common accounting system for the newly-created CPEs integrated in the CMEA.

The initial version of the MPS-type statistical system was elaborated in the early 1920s in the USSR. The first relatively detailed data on the national income and other macroeconomic aggregates covering the fiscal year 1923/1924 were presented in the so-called inter-department table.[9] The official

[7]Official interest in the comparability of economic information dates back to 1928, when the League of Nations held an International Conference Relating to Economic Statistics to encourage the compilation of this kind of statistics and the adoption of uniform presentation methods. Thus this organization initiated an activity to create a comparable system of national accounting. In the following years a growing recognition of the usefulness of national income estimates to fiscal and economic policy-making (in particular for war-time mobilisation in some countries) strengthened official interest in this field. For more details on emergence and developments of the SNA in a comparative perspective with the MPS see Arvay, J. 1992, 2006, No. 6, pp. 79–101 and Rangelova, R. (2006b).

[8] See Arvay, J. (1993).

[9]In this work participated Wassily Leontief (1906–1999), who later on migrated to the USA and continued working on input – output analysis. For the input – output model elaborated by him he received the 1973 Nobel Prize in Economics.

compilations of the national balances continued and stabilized in the second half of the 1920s and in the 1930s. After World War II when the Soviet-type system of central planning was introduced in the CEE countries, they followed the practice of the USSR statistics in respect to the accounting system.

- **Second stage** – from the end of the 1940s to the beginning of the 1970s when the MPS was developed and recognised by the UNs as an official accounting system on a par with the SNA.

Actually the first description of the MPS intended to cover the entire economic system and to be generally accepted by all member countries of the CMEA, was initiated in 1957 by the UNs Statistical Commission. Its main purpose was to improve the international comparability of the main macroeconomic aggregates.[10]

In 1971 the UNs Statistical Commission approved the submitted by the CMEA Secretariat the newly adopted system and decided that this document titled "Basic Principles of the System of Balances of the National economy" was to be published and widely disseminated by the UNs as one of the available international recommendations.[11]

- **Third stage** – from the early 1970s to 1990 when the MPS application was terminated.

During the time of mutual coexistence improvements and developments of the two systems were observed both on national and international level. In the 1980s the former socialist counries undertook more active efforts to participate in different international comparisons approaching in this way the methodological principles of the SNA. Some of these countries undertook parallel accounting procedures on the basis of the two systems. These changes in the statistical work of the CPEs were caused by several factors:

> the extending international relations in the world;

> the new ideas and proposals on economic reforms, which had been under discussion since the 1960s in almost all countries and several of those reforms were put into practice in some countries. The reforms focused on the increase in independence and self-management of enterprises and on the development of market conditions and financial instruments;

[10]There was also a more specific goal, namely to answer the question whether the different scope of national income had a considerable impact on the membership fees to be paid by the individual countries to the UNs. There was a wide-spread view that the membership fee of countries using the MPS should be increased because the scope of national income in these countries was narrower than that of countries using the SNA.

[11]Basic Principles of the System of Balances of the National Economy. Studies in Methods. Series F No.17. United Nations, New York, 1971.

> the increasing role of the so-called non-material products and services, which raised the question whether their interpretation based on the MPS was reasonable;

> the existing difficulties to compare the main economic aggregates between CPEs and market economies, *etc.*

At the end of the 1980s a question of integration of the two systems was on the agenda, meaning basically to widen the scope of the MPS. The political and economic transformation which has taken place in the former socialist countries in CEE countries since 1989, including the dissolution of the CMEA, the disintegration of the USSR and the transition of these countries to a market-type economy put an end to the use of the MPS in the region officially changing it by the SNA.

Links between the SNA and the MPS in Terms of the Main Macroeconomic Indicators

Since the first half of the 1970s the Conference of the European Statisticians (CES) has initiated an activity to build bridges for transforming the main aggregates from one system into the other and vice versa. This work resulted in two UNs publications which are known as Document F.20, containing the so-called transition matrix. It presents three transformation tables showing the necessary steps to derive GDP from NMP and vice versa.[12]

At the end of the 1980s most of the statistical offices of these countries started to publish data on GDP and its major components as defined in the SNA.[13]

Some of them have also gained an experience with participation in international GDP comparisons. Hungary was the only country from the former CPEs consistently participating in all phases of the UNs ICP carried out since the end of the 1960s. Poland, Romania and former Yugoslavia participated in one or two rounds before 1990.

[12]See Comparison of the System of National Account and the System of Balances of the National Economy. Part One: Conceptual Relations. Studies in Methods. Series F No. 20. United Nations, New York, 1977. Part Two: The Transformation of SNA Aggregates into MPS Aggregates and vice versa in Selected Countries. United Nations, New York, 1981. Bulgaria is an example of a country with available data series for GDP 1980–1990 calculated on the basis of Document F. 20.

[13]The practice until 1988 was the following. Some CMEA countries which have been members of the World Bank and the IMF still since the 1980s (Yugoslavia, Romania, Poland, Hungary), supplied data on their economic performance to these organisations according to the requirements of the SNA. In their own official publications, however, these countries (with the exception of Hungary) published macrostatistical data exclusively according to the MPS.

Basic Methodological Differences between National Income Accounting in the MPS and the SNA

Two major indicators of output are of central importance in the MPS. One of them is global social product (named also gross material product) which is the sum of all material goods produced in the sphere of material production during the accounting year, including products used for the production of other products (the so-called intermediate consumption) and those used for final uses. According to the SNA terminology this value is gross output of branches producing material goods. The other major category of output in the MPS is national income which is derived from global social product by deducting the intermediate consumption of goods and consumption of fixed assets used for the production of other goods (Table 1). In the international terminology this concept is referred to as Net Material Product (NMP) to avoid confusion with national income as defined by the SNA.[14]

According to the SNA, 1993, GDP is the sum of Gross Value Added (GVA) of all resident producer units (institutional sectors or, alternatively, industries) plus that part (possibly the total) of taxes, less subsidies, on products which is not included in the valuation output. GVA is the difference between output and intermediate consumption. In contrast to GDP, Gross National Income (GNI) is not a concept of value added but a concept of income (primary income). It is equal to GDP less primary incomes payable to non-resident units plus primary imcomes receivable from non-resident units (Table 1). GNI at market prices was called Gross National Product in the 1953 SNA, and it is commonly denominated GNP.[15]

[14]It should be noted that the MPS does not regard the factor incomes coming from or going abroad, because at the time of formulating this accounting system such types of incomes were negligible in the CMEA countries See Rangelova R., M. Raynova and T. Radev (1989).

[15]System of National Accounts, 1993. Prepared under the auspices of the Intersecretariat Working Group on National Accounts. Commission of the European Communities – Eurostat, International Monetary Fund, Organisation for Economic Cooperation and Development, United Nations, World Bank. Brussels/Luxembourg, New York, Washington, D.C., 1993, p. 41.

Table 1

BASIC METHODOLOGICAL DIFFERENCES BETWEEN GDP BY THE SNA AND NMP BY THE MPS

<table>
<tr><th colspan="4">SNA</th><th colspan="2">MPS</th></tr>
<tr><td>Gross National Income (GNI)</td><td colspan="3"></td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td>Net Primary Incomes from the Rest of the World</td><td colspan="3"><u>GDP</u></td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td></td><td>Consumption of Fixed Capital</td><td colspan="2">Net National Product</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td></td><td></td><td>Indirect Taxes</td><td>National Income</td><td></td><td>Gross (quasi–net) Material Product</td></tr>
<tr><td></td><td></td><td></td><td>Income in Non–material Sphere</td><td><u>NMP</u></td><td>Consumption of Fixed Capital</td></tr>
<tr><td></td><td></td><td></td><td>Income in Material Sphere</td><td>National Income in Material Sphere</td><td></td></tr>
</table>

Comparing national income of the SNA and the MPS it turned out that the addition of value added originating in the non-material sphere is not the only major adjustment needed to bring the value of national income in CEE countries to the level of national income as determined in the SNA. It was also necessary to carry out another major adjustment in the opposite direction. In the 1953 version of the SNA national income is defined on the basis of "factor cost", i.e. excluding net indirect taxes. In the MPS national income is defined at prices paid by the final users, i.e. including indirect taxes. Therefore, if the CMEA countries followed the recommendations of the SNA in their compilation of national income indicator, the final result would not significantly differ from the original official value because the net value added of non-material services would increase it by 14–17 per cent, but the deduction of the turnover tax would decrease the value of national income by 20–25 per cent.[16]

[16]In all CPEs turnover tax was treated as an indirect tax. It was the main channel of centralizing revenues in the state budget, while the role of direct taxes was negligible. The 'compensation' between the value added of the non-material product and turnover tax was the decisive argument against that time intention to increase the UN membership fee of the CMEA countries based on the national income indicators.

NMP by Official Data

NMP Growth Rates by Official Data

The official source of comparable macroeconomic statistical data for MNP and its dynamics in the former CPEs was the CMEA (Table 2).

Table 2

ANNUAL AVERAGE GROWTH RATES OF THE PRODUCED MNP IN CEE MEMBER COUNTRIES OF THE CMEA, 1951–1988, PER CENT

Country	1951–1955	1956–1960	1961–1965	1966–1970	1971–1975	1976–1980	1981–1985	1986–1988	1951–1988
Bulgaria	12.2	9.7	6.7	8.8	7.8	6.1	3.7	4.3**	7.4
		–	–	+	–	–	–	+	
Hungary	5.7	5.9	4.1	6.8	6.3	2.8	1.3	1.7	4.3
		+	–	+	–	–	–	+	
East Germany	13.1	7.1	3.5	5.2	5.4	4.1	4.5	3.5	5.8
		–	–	+	+	–	+	–	
Poland	8.6	6.6	6.2	6.0	9.8	1.2	–0.8	3.9	5.2
		–	–	–	+	–	–	+	
Romania	14.1	6.6	9.1	7.7	11.4	7.0	4.4	5.1	8.2
		–	+	–	+	–	–	+	
The USSR	11.4	9.2	6.5	7.8	5.7	4.3	3.2	2.8	6.4
		–	–	+	–	–	–	–	
Czechoslovakia	8.2	7.0	1.9	7.0	5.5	3.7	1.7	2.4	4.7
		–	–	+	–	–	–	+	
CMEA– total*	10.8	8.5	6.0	7.4	6.4	4.1	3.0	3.0	6.1
		–	–	+	–	–	–	–	

* Including Vietnam, Cuba and Mongolia.

** The official data is 5.6 per cent, but we corrected it taking into account the 6.2 per cent overestimated growth rate for 1988 given by the official statistics instead of 2.4 per cent.

Source: Статистический ежегодник стран–членов Совета Экономической Взаимопомощи, 1989. Москва, Статистика, с. 18–28.

The CMEA member countries displaed a comparatively high NMP growth rate during the period under review – 6.1 per cent in total. The highest rates are observed for Romania, Bulgaria, the USSR, East Germany (GDR), *etc*. Considered by subperiods, the highest even double-digit rates of growth are achieved in the first half of the 1950s, as the lowest rate of growth then is that in Hungary – 5.7 per cent.

In general, the countries under review kept their ranking by the level of economic development within the next nearly 40 years. The data also show that the MNP dynamics did not display a constant increase. Since the second

half of the 1950s a decline of the MNP growth rates began. The only exception was Hungary, where the increase was very low – by 0.2 percentage points. The MNP growth rates continued to slow down in 1961–1965, as this time the exception was Romania. The second half of the 1960s was more successful for most countries (with exception of Romania and Poland). A new wave of slow-down in the MNP dynamics started from the first half of the 1970s, including most the CMEA member countries and this tendency was sustained until the end of the 1980s.[17]

The CMEA Comparison

Depending on the organization of the international comparisons there are two major groups: detailed (based on a large data set and performed by individual organizations or in collaboration) and shortcut (which are performed by individual experts using data from official sources). The detailed comparisons of national income are regarded as more reliable source of comparable data. In relation to the CPEs in the period under review, two basic comparisons are interesting – under the CMEA and the ICP.

The CMEA comparison was based on the method of detailed repricing. It was organized by the CMEA Statistical Standing Commission and started at the beginning of the 1970s. The main aim of this comparison was to estimate selected benchmark years and they were, as follows: 1973, 1978, 1983 and 1988. Since this comparison was confidential, it had a very limited utilization. After the collapse of the centrally planned system and the dissolution of the CMEA, the main results of this comparison were open and published.[20]

There are common features between the methodology of the CMEA comparison and that of the ICP, which are the following:

Firstly, in the two of them national income indicators were calculated, through processing huge statistical information on quantities of a great number of identical or similar representative goods and services, and their prices for each country were included in the comparison.

Secondly, both of them were carried out on the principle of a "star" system, as for the CMEA countries the former USSR was a numeraire country, while in the ICP this country was (and still is) the USA. It should be noted that against the advantages in terms of easy understanding and calculation, using the "star" system the estimates for the various countries are influenced by the

[17]Some authors distinguish cycles in the development of the former socialist countries (see for example Kolodko, G. (2000) as well as the Bulgarian authors: Avramov, R. (1989), Avramov, R. (1990), Antonov, V. (1987), *etc.*

[18]See Georgieva, D. and Y. Ivanov (1990).

structure of the country chosen as a centre of the star. For example, domestic USSR prices which overvalued manufactures and undervalued primary products, influenced intra-CMEA price and respectively CMEA comparisons. In this comparison non-material services include only activities in education, science, culture, management and some kinds of social services. Thus the CMEA Statistical Standing Commission did not include all activities in the service sector, or at least the representative part of them.

Thirdly, both of them aimed at obtaining more reliable data on the main components of the national income indicator. In the case of the CMEA comparison, the main goal was not only to estimate NMP, but also the following indicators: used NMP, consumption fund, accumulation fund (it covers changes in stock and gross capital formation net of depreciation), fixed capital formation, total consumption of population, total industry and agriculture output, total labour productivity.

Fourthly, the two comparisons were organized periodically, in consecutive rounds (phases).

According to the specificity of the MPS, respectively the CPEs official data presentation, the figures are given mainly as index numbers and/or structure breakdowns (Table 3).[19]

Table 3

INDICES OF PRODUCED AND USED NMP PER CAPITA IN CEE COUNTRIES IN 1988
(THE USSR=100)

Country	Produced MNP			Used MNP			Labour productivity
	USSR=100	In national currency	Average index	Total	Including		
					Consumption	Accumulation	
Bulgaria	108	105	106	113	123	88	92
East Germany	156	131	143	147	174	92	132
Poland	109	93	101	99	105	85	92
Czechoslovakia	137	126	132	151	151	67	137

* Hungary did not take part in this round of the comparison.

Source: Georgieva, D. and Y. Ivanov (1990), Macroeconomic Indicators: An Attempt at International Comparison), Economic Cooperation of CMEA Member Countries, Moscow, No. 10, pp. 104 –11.

[19]The same data on NMP per capita are given for 1983: 2241 rubles in Bulgaria; 2268 rubles in Hungary; 1843 rubles in Poland; 2598 rubles in East Germany; 1983 rubles in the USSR and 2497 rubles in Czechoslovakia.

In the process of calculation the Gershenkron effect has appeared, i.e. value indicators for a given country are higher if they are calculated at prices of the partner-country and are lower if they are calculated using the prices of the same country. This effect is evident for all countries in the Table 3, as the most expressed difference is marked for East Germany – the index number of the produced NMP per capita related to the USSR=100 is 156 but related to the national currency it is 131.

The estimates of the consecutive phases of comparison allow coming to the following conclusions:[20]

- The highest level of economic development marked GDR (East Germany), followed by Czechoslovakia. Hungary, Bulgaria and Poland changed in different years and by different indicators. The advanced position of GDR and Czechoslovakia could be explained by their higher level of labour productivity, caused by more developed industrial production, *etc*. The USSR produced over 70 per cent of total CMEA NMP, but judging by the basic figures on economic performance, it lagged behind the other countries.
- There are CMEA estimates comparising the total consumption of population in 1988; if the USSR=100, the ratio for Bulgaria is 119, East Germany – 159, Poland – 98 and Czechoslovakia – 140. Judging by the disaggregated data, consumption of material goods exceeded consumption of services. Concerning the latter, GDR and Czechoslovakia were again in advanced positions in comparison with the other countries.

The ICP Detailed Repricing Comparison of GDP Including CPE and Shortcut Approaches

Comparison of countries with different economic systems based on a detailed repricing was first started in 1968 in the framework of the ICP. This project is based on the method pioneered by M. Gilbert and I. Kravis (1954).

The ICP is regarded as the most significant progress in the area of economic level comparisons. It is based on aggregate GDP (according to SNA methodology), produced by final expenditure approach. Although the fundamental framework of this methodology remained basically the same over time some changes and improvements were implemented.[21] Maybe the most important modifications were the setting up of regional subprojects at

[20] See Rangelova, R. (1986).

[21] The ICP methodology and its experience are well-known so we will shorten its presentation and will refer to the significant number of publications on it. One of the latest critical analysis of the ICP was made by Korzeniewicz et al. (2004).

the end of the 1970s, including European Comparison Project, or the changed approach of pricing from the so-called GK to EKS.[22]

Concerning the former CPEs, from the very beginning Hungary was included in the ICP. In the different phases other CEE countries like Poland, Romania and Yugoslavia were included only in a single phase or more times.[23]

At times scholars use shortcut approaches for producing estimates of national income indicators. Notwithstanding the advantages of these approaches to international comparisons (they require less time and are less expensive), under the conditions of central planning first of all they could be considered an initial or supplementary phase of the real work, namely involvement of the countries in detailed repricing international comparisons.

Further on the shortcut approach of R. Summers and A. Heston, who produced at that time their own estimates based on the ICP results, are presented. The two authors' comparable estimates are regarded as consistent and reliable long-time series. They as well as the estimates of A. Maddison are the most widely used in the world practice.

The Shortcut Approach of R. Summers and A. Heston

In parallel with the work on the ICP, R. Summers and A. Heston, who were amongst its methodologists, calculated time series of real GDP and of its major components: consumption, investment and price level, for many countries, most of which were not included in the project. The idea they implemented is the following: the application of the system of national accounting in individual countries leads to the calculation of data in national currencies which are not comparable in an international perspective. On the other hand, the periodically carried out ICP, as well as comparisons drawn by other international organizations provide estimates of the real GDP for certain years. On the basis of these comparisons it is possible to obtain estimates for other years around the basic one, before and after. In other words, Summers and Heston made interpolations between the individual rounds on the basis of the real growth rates presented by the national official statistics. Their calculations embraced the period under consideration in the

[22]For details about the so-called Geary–Khamis (GK) method and Elteto–Kóves–Szulc (EKS) method see for example Rangelova, R. International Economic Comparisons: Methodology and Analysis, Chapter VII "UNs' International Comparison Project". NEXT Publishing House, 2003, pp. 110–121.

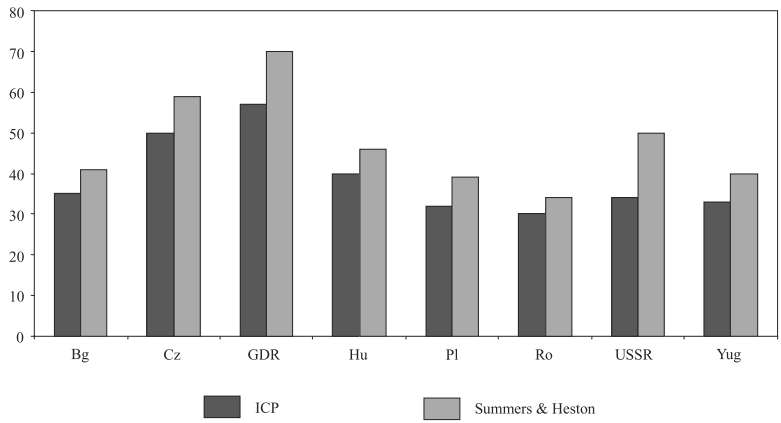
[23]Since Bulgaria was not included in the ICP some authors made attempts to estimate GDP for the country using indirect methods and Hungary as a bridge country (see Rangelova and Raynova, 1990).

present paper (1950–1988) covering 130 countries, 9 of which were CPEs. The data are presented in the so-called Penn World Tables (PWT) derived from the benchmark studies of the ICP, which cover the years 1970, 1975, 1980 and 1985. The estimates of GDP for 1975 for the CPEs were obtained using the following method: four of them (Hungary, Poland, Romania and Yugoslavia) participated in the third phase of the ICP and their estimates were used, while for the remaining five countries data from national statistics were used. This was followed by extrapolation backward and forward in time using data from the official national statistics of these countries for the rates of economic growth in constant prices.

At the end of 1980s time series for per capita GDPs of four other CPEs – Bulgaria, Czechoslovakia, East Germany and the USSR – did not appear in PWT5, i.e. up to 1988. This was due mainly to the events of that time and particularly to the growing consensus among CPE experts that both the levels and growth rates in these economies were overestimated and this prevented the two authors from attempting to provide estimates (see Figure 1). Only four CPEs had full representation in PWT5 – China, Hungary, Poland and Yugoslavia, which supplied SNA data over time. The latter three participated in benchmark ICP studies, while China was involved in a quasi-benchmark comparison with the USA.

Figure 1

INDICES OF GDP PER CAPITA BASED ON PPPs IN 1985, ESTIMATED BY ICP AND SUMMERS AND HESTON, USA=100



Comparison of the GDP per Capita for the CPEs Using Shortcut Approaches Based on the ICP

Another shortcut approach was used by two Bulgarian authors. They used primarily the results from the fourth phase of the ICP for 1980, as well as the comparisons of the basic value indicators for 1983 among the CMEA countries. These latter comparisons involved calculations of the value volume of the non-material services rendered in various countries, thereby making it possible to calculate indirectly the approximate ratios of their GDP. The employment growth rates in the non-productive sphere were also taken into account. The estimates in international dollars were obtained indirectly through the PPPs of Hungary and Poland, which were included in both comparisons undertaken by the ICP and the CMEA. In the case of Bulgaria, there had already been some experience from the bilateral GDP comparison with Finland for 1982 (where it was calculated that for Bulgaria it was by 28.2 per cent higher than the MNP), as well as from the estimates made by individual authors.

In Table 4 are given the GDP per capita estimates for Hungary and Yugoslavia in the fourth and the fifth phase of ICP, based on 1980 and 1985 respectively. The estimates for the rest of CPEs were calculated by Rangelova and Raynova (1990). These estimates were compared with those Summers R. and A. Heston. The main findings from the 1980–1985 period are as follows:

- The two approaches outline a decreasing or stagnating trend of the indices related to USA=100 for almost all countries, in particular Poland.
- The Summers and Heston approach gives higher estimates for the real GDP per capita, which has already been discussed (see Figure 1).

Table 4

GDP PER CAPITA BASED ON PPPs, 1980 AND 1985 (IN INTERNATIONAL GEARY–KHAMIS DOLLARS, 1985 PRICES)

Country	ICP estimates of GDP*				R. Summers R. and A. Heston estimates of GDP – 1985			
	Fourth round – 1980		Fifth round – 1985		1980		1985	
	Intern. Dollars	USA= 100	Intern. Dollars	USA= 100	Dollars	USA=100	Dollars	USA=100
Bulgaria	4183	37	4331*	35	4904	43	5 113	41
Czechoslovakia	5856	51	6063	50	7002	61	7 424	59
GDR	6312	55	6969	57	7891	69	8 740	70
Hungary	4660	41	4885	40	5508	48	5 765	46
Poland	4278	37	3898	32	5006	44	4 913	39
Romania	3430	30	3625	30	3946	35	4 273	34
USSR	3894	34	4214	34	5626	49	6 266	50
Yugoslavia	4042	35	4052	33	4733	42	5 063	40

*The estimates for 1980 for Bulgaria, Czechoslovakia, GDR, Poland, Romania and USSR and for 1985 for all CPEs are produced by Rangelova and Raynova (1990).

Sources: World Comparison of Purchasing Power and Real Product for 1980. Phase IV of the International Comparison Project. United Nations, Commission of the European Communities, 1986; World Comparisons of Real Gross Domestic Product and Purchasing Power, 1985. Phase V of the International Comparison Programme. United Nations and Commission of the European Communities. United Nations, New York, 1994; Summers, R. and A. Heston (1988).

The Alternative Approach of T. P. Alton and Associates to Estimating GNP in Six Former CPEs: Empirical Comparison

The work team of Thad P. Alton carried out a research project on national income in CEE over the period of centrally planning. Assessing the Alton's team approach as a whole, we come to a conclusion that it is of a great importance for the former CPEs trying to revaluate their official statistical data in retrospective. This is why we devote more attention in the study to the Alton and associates approach.

Alton and associates followed SNA methodology in construction a set of national income accounts for six CEE countries. On the basis of the official statistical data and numerous additional information sources they transformed the basic indicators of NMP to GNP by sector of product origin. The authors revalued all components of NMP in terms of their real factor cost aiming to eliminate many of the shortcomings of the official statistics of the former CPEs and to obtain more reliable and more comparable to Western statistics data for resource allocation. As a result, they present estimates of

GNP and index numbers of the real growth and structural changes for the considered countries.[24]

A starting point of the Alton team's approach is that the GNP indicator covers various service sectors excluded from the NMP concept. Besides, the latter is calculated by subtracting from gross material product of officially defined material sectors only so-called material costs, including depreciation, but not subtracting inputs from the excluded service sectors. For this reason NMP is not a "clean" value added measure.

Gross National Product by production approach (at factor cost) =
Net Material Product
+ consumption of fixed capital in the material production sphere
+ Gross National Product in non-material sphere
– net indirect taxes (taxes minus subsidies)

One specificity of this approach is that the sectoral indexes of Alton's team are combined into the overall GNP index number by means of approximate factor cost weights, while the official figures are based on actual prices which in some cases diverge substantially from factor costs and in this way distort the structure and the growth rate of the economy from what it would be at factor cost.

It is known that in CPEs the relatively slow growing sectors of agriculture and services were subsidised. Application of market prices in deriving weights for those sectors overstates the total growth because it gives a relatively low weight to the slow growing sectors and a high weight to fast growing sector of industry. For this reason estimates of GDP/NMP growth rates depend partly on whether they are at market or at factor cost. Differences in these estimates reflect the uneven sectoral distribution of indirect taxel, such as turnover tax, and subsidies.

One of the most important points of Alton's team approach is the more detailed breakdown of GNP at market prices by sectors of product origin. Market price structure is interesting in view of following the actual transactions. However, because of the price specificity in the former CPEs the official prices could not reflect the actual resource cost of producing various commodities. The Alton's team adjustments to factor cost reveal the change

[24]In fact Abraham Bergson elaborated the methodology of transforming NMP into GNP thus making them more comparable. A. Bergson focused his attention on the former USSR, while T. P. Alton and associates considered six CEE countries (see Appendix).

in the ratio of industry to agriculture at market prices in favour of the former to favouring agriculture at factor cost. An example in the case of Poland is given in Table 5.

Table 5

POLAND: GNP STRUCTURE FOR 1956 AT MARKET PRICES AND AT FACTOR COST, TOTAL=100

Branches	At market prices	At factor cost
Industry and crafts	45.1	28.1
Agriculture	23.2	30.0
Construction	6.5	6.2
Transport and communications	5.7	6.9
Trade and catering	6.7	6.1
Housing construction	1.6	10.9
Defense	1.9	1.8
Others*	9.3	10.0

* Including all other branches where no change is observed, namely: forestry, other services, education, arts and culture, science, health care, administration and law, religion and police.

Source: Alton et al. (1965), Polish National Income and Product in 1954, 1955, and 1956. Columbia University Press. New York and London, pp. 86–87.

In Table 5 are presented only the branches where using the two approaches (at market prices and at factor cost) a difference in their share is observed. No changes in the share are marked for the so-called non-productive sphere. Comparatively small are the differences between the shares of the material sphere branches, where the labour and capital production factors participate in a different way and indirect taxes and profit have complementary (distributive) nature like transport and communications, trade and catering. Most substantial is the difference between industry and crafts and agriculture, where the proportion is 2:1 at market prices and 1:1 at factor cost. That is why Alton and associates paid special attention to the latter two branches. The share of housing construction estimated at factor cost is nearly 7 times bigger than that estimated at market prices. The latter fact reflects the pricing specificity of the CPEs prompted by the social state policy.

The Alton's team produced estimates of GNP using two ways of calculation: by production approach and by final use (Table 6). But while producing the GNP origin estimates the authors have a consistent set of weights reflecting adjusted factor cost, the weights for the final use estimates are defined by them as hybrids. The lack of necessary data and research time constraints are pointed out as the real reasons for not extending the factor cost concept comprehensively to weights for final uses.[25] For this reason and

[25] Alton, T.P. et al. (1986a and 1986b).

because the production approach is closer to the NMP methodology we focus our attention on the weights for the GNP aggregates which reflect adjusted factor costs for country-specific base years.

The estimates for Poland in Table 6 are just an illustration of this approach. Considering the basic components ratio, i.e. total consumption to gross fixed capital formation we see that estimation at market prices favours the total consumption in comparison with the estimation at factor cost (which favours the gross fixed capital formation).

Table 6

POLAND: GNP STRUCTURE BY FINAL USE IN 1956, PER CENT

	At market prices	At factor cost
Individual consumption	59.5	56.5
Collective consumption	9.9	8.4
Gross fixed capital formation	26.8	30.7

Source: Alton et al. (1965), Polish National Income and Product in 1954, 1955, and 1956. Columbia University Press. New York and London, p. 82.

The GNP volumes are estimated both in national currency and USD, as the first option takes advantage of using original data sources and respectively ensuring higher reliability of the estimates, while the second one allows better cross-country comparability (Table 7).

Table 7

CEE: GNP PER CAPITA, 1970 AND 1975–1985, IN USD, AT 1985 PRICES

Years	Bulgaria	CSSR	GDR	Hungary	Poland	Romania	Average (6)	USA
1970	4 973	6 891	7 202	5 811	5 175	3 410	5 449	13 168
1975	6 082	7 869	8 639	6 709	6 777	4 496	6 704	13 939
1976	6 237	7 948	8 845	6 693	6 878	4 935	6 875	14 477
1977	6 144	8 230	9 125	7 081	6 938	5 010	7 020	15 003
1978	6 270	8 302	9 286	7 229	7 119	5 196	7 174	15 636
1979	6 502	8 317	9 553	7 233	6 945	5 337	7 205	15 835
1980	6 290	8 467	9 758	7 297	6 714	5 219	7 144	15 634
1981	6 436	8 416	9 958	7 349	6 300	5 196	7 041	15 762
1982	6 619	8 556	9 938	7 624	6 180	5 303	7 076	15 209
1983	6 484	8 659	10 111	7 555	6 425	5 286	7 173	15 590
1984	6 658	8 868	10 451	7 776	6 584	5 509	7 382	16 456
1985	6 590	8 993	10 723	7 718	6 638	5 580	7 457	16 671
Index 1985-1970	133	131	149	133	128	164	137	127

Source: Alton, T.P. et al (1986a), Economic Growth in Eastern Europe, 1970 and 1975–1985, Research Project on National Income in East Europe, OP–90, p. 23.

The estimates in Table 8 outline the scale of each CEE country under review, as well as their common potential changes from 1970 to 1985. The temporal comparison shows the known fact about the slowdown in the CEE economic growth after 1975. While the index numbers of GNP increased from about 79 to 100 within only five years (from 1970 to 1975) in the following 10 years it reached only 117. The highest GNP per capita was observed in East Germany, followed by Czechoslovakia, Hungary, *etc.*

The estimates given in Table 8 allow presenting the individual country contribution to total GNP for the six countries (Figure 2). In 1985 the biggest was the share of Poland – nearly 30 per cent, followed by East Germany – 21 per cent, Czechoslovakia – 17 per cent, Romania – 15 per cent, Hungary – 10 per cent and the smallest was the share of Bulgaria – over 7 per cent.

Table 8

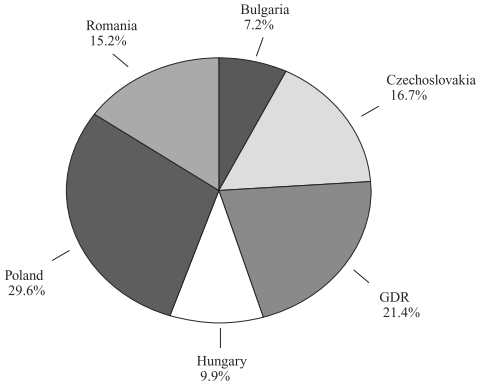
CEE: TOTAL GNP AND ITS DISTRIBUTION BY COUNTRY, 1970 AND 1975–1985, IN USD, AT 1985 PRICES

Year	Distribution of GNP among the six countries (Total=100)						GNP – total for the six countries	
	Bulgaria	Czechoslovakia	GDR	Hungary	Poland	Romania	USD	Index 1975=100
1970	7.5	17.6	21.9	10.7	30.0	12.3	561 278	78.9
1975	7.5	16.4	20.4	9.9	32.4	13.4	711 820	100.0
1976	7.4	16.1	20.2	9.6	32.3	14.4	734 711	103.2
1977	7.2	16.4	20.2	10.0	31.8	14.4	755 325	106.1
1978	7.1	16.2	20.1	9.9	32.1	14.6	776 522	109.1
1979	7.3	16.2	20.4	9.9	31.2	15.0	783 997	110.1
1980	7.1	16.6	20.9	10.0	30.6	14.8	781 580	109.8
1981	7.4	16.7	21.5	10.2	29.2	15.0	773 885	108.7
1982	7.6	16.8	21.2	10.4	28.7	15.3	781 170	109.7
1983	7.3	16.8	21.2	10.2	29.5	15.0	795 221	111.7
1984	7.3	16.7	21.2	10.0	29.6	15.2	821 619	115.4
1985	7.2	16.7	21.4	9.9	29.6	15.2	833 127	117.0

Source: Alton, T.P. et al (1986a), Economic Growth in Eastern Europe, 1970 and 1975–1985, Research Project on National Income in East Europe, OP–90, p. 23.

Figure 2

DISTRIBUTION OF THE TOTAL GNP IN SIX CEE COUNTRIES, 1985



Source: Alton et al. (1986a), Economic Growth in Eastern Europe, 1970 and 1975–1985, Research Project on National Income in East Europe, OP–90, p. 23.

The authors point out that the dollar estimates were provisional and served for calculating annual growth rates or interpolating estimates between the individual phases on the basis of the real growth rates presented by the national official statistics. The set of individual country's dollar values should not be considered as precise comparative indicators of absolute development levels. They have to be used for very rough comparisons between the countries growth rates (see Table 9).

Table 9

CEE: AVERAGE ANNUAL RATES OF GNP GROWTH, 1966–1990, PER CENT

	1966–1970	1971–1975	1976–1980	1981–1985	1986–1990
Estimated by T. P. Alton and associates – GNP					
Bulgaria	4.7	4.5	1.2	0.9	–1.8
Hungary	3.1	3.4	2.3	0.9	–0.5
Poland	3.8	6.6	0.9	1.2	–1.1
Czechoslovakia	3.5	3.4	2.2	1.4	0.8
Accounted by the CMEA – produced MNP*					
Bulgaria	8.8	7.8	6.1	3.7	4.3**
Hungary	6.8	6.3	2.8	1.3	1.7
Poland	6.0	9.8	1.2	–0.8	3.9
Czechoslovakia	7.0	5.5	3.7	1.7	2.4

Notes:

* The last time subperiod is 1986–1988.

** This growth rate is corrected by the author of this paper due to the already discussed mistake of the official statistics in Bulgaria for the 1988/1987 growth rate (6.2 per cent instead of 2.4 per cent).

Source: Alton et al. (1992), Economic Growth in Eastern Europe, 1975–1991, OP–120, pp. 31–32; Statistical Yearbook of the Member Countries of the CMEA, 1989. CMEA, Moscow, pp. 18–28.

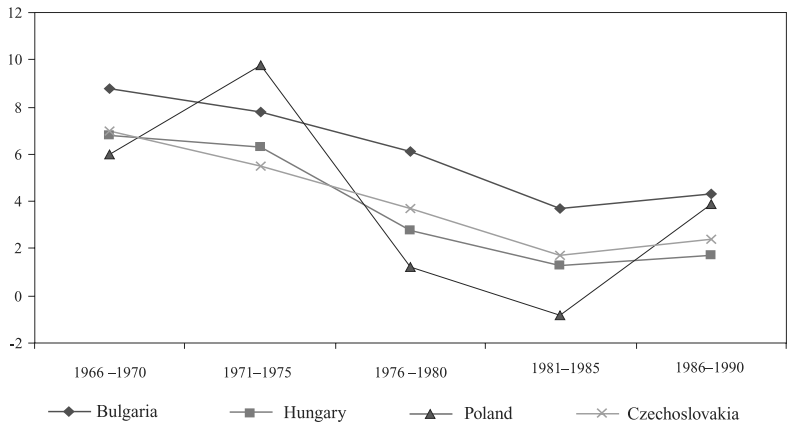
Comparing the dynamics of the two indicators – GNP and NMP, we should take into account the conventionality caused by their different scope, which could contribute to the lower growth rates estimated on the basis of GNP in comparison with MNP. On the other hand, we cannot prove that the official data are calculated correctly at constant prices.[26]

The growth rates estimated by Alton and his team as a whole are lower than those of the official CMEA statistics (see Figures 3 and 4). What is common is the observed decreasing GNP trend over time for the individual countries, in particular between 1970 and 1975. According to Alton's team contrary to the CMEA estimates the economic growth continues to slow down in the second half of the 1980s.

The lines presenting the individual countries show that for three of them (Bulgaria, Hungary and Czechslovakia) the Alton and associate's estimates are lower than that in the former CMEA comparison, while for Poland the economic slowdown around 1980 estimated by the SMEA comparison is more substantial than in Alton's comparison.

Figure 3

AVERAGE ANNUAL GROWTH RATES OF PRODUCED MNP IN 4 CPEs, 1966–1990 ACCOUNTED BY THE CMEA, PER CENT



[26]Comments and critical remarks on the Alton and associates approach one can see in Rangelova, R. (1996) and Maddison, A. (1998).

Figure 4

AVERAGE ANNUAL GNP GROWTH RATES IN 4 CPES, 1966–1990 ESTIMATED BY ALTON AND ASSOCIATES, PER CENT

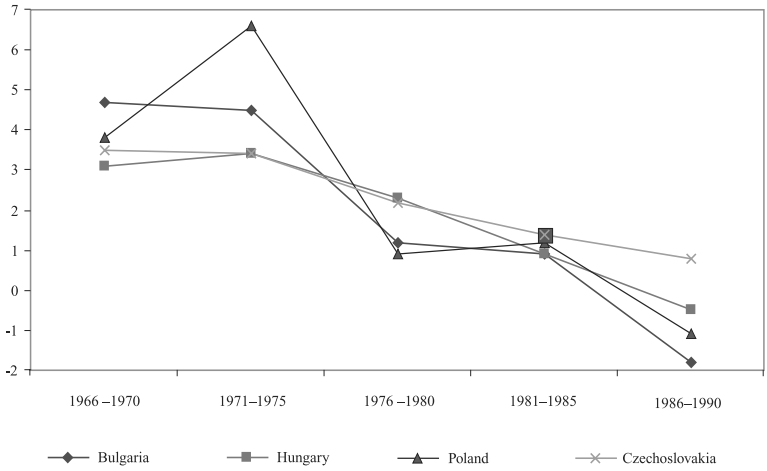


Figure 5

AVERAGE ANNUAL GNP GROWTH RATES IN BULGARIA, 1966–1990, ESTIMATED BY ALTON AND ASSOCIATES AND THE CMEA, PER CENT

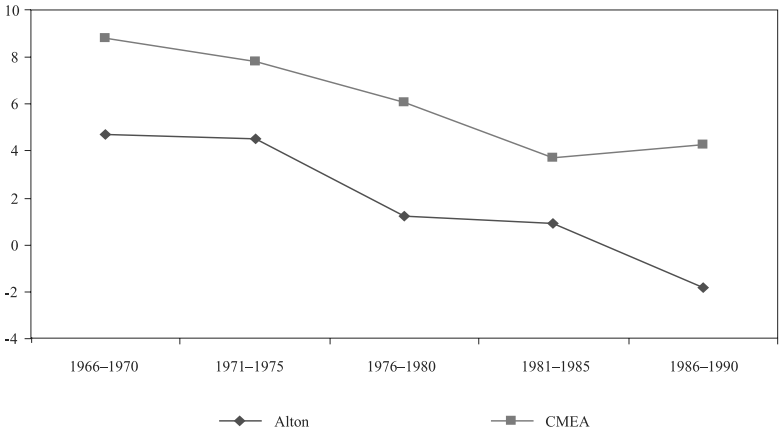


Figure 6

AVERAGE ANNUAL GNP GROWTH RATES IN HUNGARY, 1966–1990, ESTIMATED BY ALTON AND ASSOCIATES AND THE CMEA, PER CENT

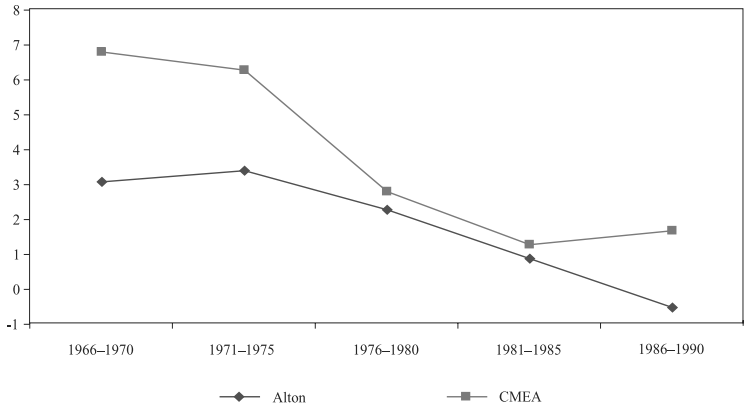


Figure 7

AVERAGE ANNUAL GNP GROWTH RATES IN POLAND, 1966–1990, ESTIMATED BY ALTON AND ASSOCIATES AND THE CMEA, PER CENT

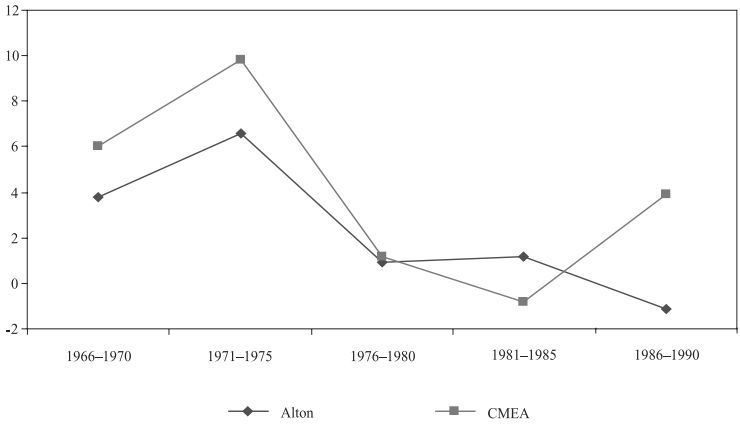
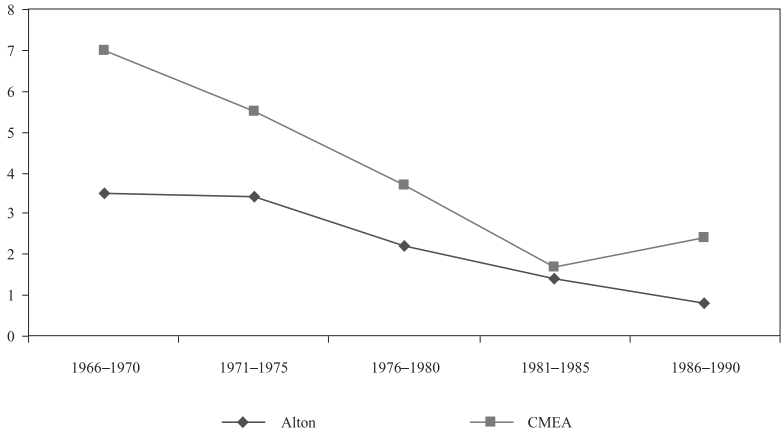


Figure 8

AVERAGE ANNUAL GNP GROWTH RATES IN CZECHOSLOVAKIA, 1966–1990, ESTIMATED BY ALTON AND ASSOCIATES AND THE CMEA, PER CENT



The Maddison Approach

The work of A. Maddison is intended as a reference source for empirical analysis of world development, and for assessment of individual nations comparative performance. His approach is close to the ICP methodology but there are essential differences in comparison with the Summers & Heston approach. Maddison realises that the EKS PPP is the convertor preferred by Eurostat and OECD, he uses the Geary–Khamis convertor. The latter is usually nearest to the Paasche convertor, while the Fisher convertor is somewhat higher, and the Laspeyres convertor shows the highest PPPs. The wider the dispersion between alternative PPPs, the lower the relative GDP per capita of the country concerned. For consistency with the procedure used for non-OECD countries, Maddison uses the Geary–Khamis PPPs.[27]

His belief is that the variance between successive ICP rounds is more likely to be a source of problems than could be any errors in the national growth measures. This is why in general he keeps to the successive ICP rounds. The last Maddison series is based on the ICP6 Geary–Khamis

[27] Maddison, A. (1995).

benchmark for 1990. For the former USSR he used the A. Bergson's estimates, and for the other CEE countries he used the Alton and associates' estimates.

In Table 10 are presented the Maddison estimates of per capita GDP for fourteen European countries: Western European countries forming the so-called "old" EU (without Luxemburg) and seven former CPEs in CEE for selected years – 1950, 1975 and 1990. The second chosen year (1975) reflects the best results in most countries of the two groups over the period under review, followed by more or less clear slowdown.

The ranking of the CPEs by GDP per capita remained almost the same during the period after the Second World War until 1990. Leaders were East Germany, Czechoslovakia and Hungary, but countries with lower level of GDP, like the Bulgaria, Romania, the USSR, Yugoslavia, realised faster economic growth, i.e. the catching up effect was observed.[28]

The CEE countries have never been among the wealthy nations in Europe, but during the period of CPE they worsened their position in terms of income per capita in comparison with the Western countries. In 1939 the average position of CPEs was about 52 to the Western European countries' 100 (the EU-14), in 1989, i.e. in the year of the CPEs collapse this ratio decreased to nearly 42:100, or by 10 percentage points.[29]

[28]The latter was observed also in the more-backward ex–republics of the former USSR or in the–republics of the former Yugoslavia, like FRY Macedonia.

[29]See. Rangelova, R., 2006a, pp. 116–120.

Table 10

EUROPEAN COUNTRIES: GDP PER CAPITA IN 1950, 1975 AND 1990 (1990 GEARY–KHAMIS DOLLARS)

Country	1950		1975		1990	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Austria	3 731	87	11 724	106	16 792	109
Belgium	5 346	124	12 133	110	16 807	109
Denmark	6 683	155	13 104	119	17 953	116
Finland	4 131	96	11 098	100	16 604	107
France	5 221	121	13 101	119	17 777	115
Germany	4 281	99	13 034	118	18 685	121
Greece	1 951	45	7 867	71	10 051	65
Ireland	3 518	82	7 117	64	11 123	72
Italy	3 425	80	10 558	96	15 951	103
Netherlands	5 850	136	13 037	118	16 569	107
Portugal	2 132	50	6 790	61	10 685	69
Spain	2 397	56	9 151	83	12 170	79
Sweden	6 738	156	14 185	128	17 695	114
United Kingdom	6 847	159	11 701	106	16 302	105
EU-14*	4 306	100	11 043	100	15 463	100
Bulgaria	1 651	38	5 831	53	5 764	37
Czechoslovakia	3 501	81	7 384	67	8 464	55
Hungary	2 480	58	5 805	53	6 348	41
Poland	2 447	57	5 799	53	5 113	33
Romania	1 182	27	3 761	34	3 460	22
USSR	2 834	66	6 136	56	6 871	44
Yugoslavia	1 546	36	4 693	42	5 458	35

Legend:
(1) – GDP per capita, in dollars based on PPPs
(2) – Index at EU-14 =100 (EU-15 without Luxemburg)
Note:
* Without Luxemburg.
Source: Maddison (1995), Monitoring the World Economy 1820–1992. OECD Development Center, Paris, Appendix D, Levels of GDP Per Capita, Table D–1(a, b, c, d), pp. 194–201; www.ggdc.net

It should be noted that the former CPEs, in particular Bulgaria, Romania and Yugoslavia, were in their best position in comparison with EU-14 around 1975. According to the Maddison estimates the GDP per capita level of Bulgaria for 1975 was 5,831 dollars and the index number was 53 at EU-14=100, while in 1990 it was 5,764 dollars but the index was only 37. The other CPEs under review (Czechoslovakia, Hungary, Poland, USSR) definitely worsened their position concerning EU-14=100. The common trend for all seven countries was the slowdown of the economic growth after 1975.

The Maddison estimates allow following the process of converging the two groups of countries – CPEs to the Western European economies. For example the variation coefficients in the former group decreased from 36.5

per cent in 1950 to 26.3 per cent in 1990, while in the latter group decreased from 38.3 per cent in 1950 to 19.4 per cent respectively in 1990, which is an indication that the process of convergence in Western Europe was more clearly expressed.[30]

Concluding Remarks

- The fundamental statistical concepts in the MPS accounting system which was active under the conditions of the CPEs are based on the Smithian economic theory (and reinforced by Marx) on "value-creating labour", i.e. excluding services from production. The concepts in the SNA (which is adequate to market economies) are based on the economic theory of John M. Keynes, assuming a broader interpretation of the economic activity scope. The former theory was less ludicrous in an era where large parts of the population lacked sufficient material goods to survive, but services were not, as they now might be, able to substitute for goods. This theory was more appropriate to countries which were concerned, as was eighteenth and ninethinght century Britain or early Soviet Russia, with the economy as the basis for military or diplomatic power, and where the objectives of the state were expected to override the countries of individusl welfate.

The difference between the MPS and the SNA predetermines the narrower scope of the NMP concept in comparison with that of the GDP concept. Because of their specificity, however, it is statistically not correct to look for unconditional judgement which methodology, respectively estimates of national income among the discussed in the paper, are better and preferable to use. In no doubt the SNA is the up-to-date approach of estimating national income.

- The coexistence of the two accounting systems allowed to endure mutual influences and to develop them both separately and jointly, including the building of links between them. In the 1970s and 1980s some of the former socialist countries introduced in parallel with the MPS calculations of basic indicators by the SNA. The collapse of the CPEs in the CEE imposed the replacement of the MPS by the SNA.
- In this paper we have tried to present different applied methodologies in order to illustrate their own specificity which in one way or another reflects on the derived estimates. We agree with T. P. Alton and associates that "international comparisons of national product levels encounter serious methodological and basic data problems. Every approach

[30]See Rangelova, R., 2005.

leaves something to be desired".[31]

- Many of the developed methodologies were connected with international comparisons of the economic performance made at that time. In this way any participation of a given country in an international comparison is a valuable contribution. Such a country could have benefited from a higher cooperation level of the host country and more extensive expert field of observations than the actual situation allowed. Among the former socialist countries Hungary was this typical case.

The variety of the worked out and applied methodologies shows the great intellectual efforts which experts employed in order to achieve comparability between the indicators of national income (NMP) in the acting MPS in the former CPEs and of GDP in the MPS acting now in the market SNA economies. These efforts deserve their place in economic history.

[31]Alton, T.P. et al (1986).

Appendix

ALTERNATIVE METHODOLOGIES AND APPROACHES TO ESTIMATION OF MNP (OR GDP) IN THE CPES

Organisation /Author(s)/Year	References	Essence of the methodology (approach)	Comments or/and remarks
GDP approach based on PPPs			
International Comparison Project (ICP) – Gilbert, M. and I.B. Kravis (1954), An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies, OEEC, Paris.	The most comprehensive and prestigious comparison of real GDP of the UNs and World Bank carried out periodically since the end of the 1960s.	– PPPs calculated using quantities ('real' volumes) of goods and services expressed in GDP; – Decentralised price surveys carried out by national statistical offices and coordinated by the ICP office at the World Bank.	Major critiques: –Low quality of direct and indirect price estimates, in particular due to quality differences in goods and difficulty in determining price of services and some goods through input prices; –Limited number of observations due to irregular and limited benchmark studies.
– Summers, R. and A. Heston (1988), New Set of International Comparisons of Real Product and Prices: Estimates for 130 Countries, 1950–1985.The Review of Income and Wealth, March 1988, pp. 6–25.	A. Heston and R. Summers took part in the ICP work from its inception in 1968 until about 1985. They produced the so-called Penn World Tables on the basis of the ICP rounds estimates. These tables cover a great	The approach of the two authors concernes the expenditure side of GDP. They produced time series for individual countries based on temporal and spatial interpolations or extrapolations from successive ICP benchmark studies of countries and years not covered in the periodical surveys. In particular: –They used the original basic data for countries participating in the different ICP rounds and reworked the Geary–Khamis PPPs on a global basis. – The updating was done on a disaggregated	R. Summers and A. Heston could not overcome the main shortcoming of the official MPS estimates, i.e. they tended to underestmate the level of output and exaggerate growth rates. (See Heston, A. (1994), A Brief Review of Some Problems in Using National Accounts Data in Level of Output Comparisons and Growth Studies. Journal of

Summers, R. and A.Heston (1991), The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988. Quarterly Journal of Economics, Vol. CVI, May, Issue No. 2	number of countries in the world (over 150), including the former CPEs. In 1990 the Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP) was established. The present directors of the Center are the two authors.	basis, with separate estimates for consumption, investment, government expenditure and net foreign balance. –The procedure to eliminate the variance between successive ICP rounds involved modification of the growth rates in national prices.	Development Economics. Vol. 44, No. 1, pp. 29–52.
Maddison, A. (1995), Monitoring the World Economy, 1820–1992, Development Centre of the Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.	In the book the author uses the ICP-6 Geary–Khamis benchmark for 1990 as the latest available and the most complete in country coverage.	A. Maddison assumes that the variance between successive ICP rounds is more likely to be a source of methodological problems than errors in the national growth measures. His updating is cruder than that of R. Summers and A. Heston and is done only at the GDP level. Although the EKS PPP is the convertor now preferred by Eurostat and OECD, A. Maddison prefers to use the Geary–Khamis method in order to keep consistency with the procedure used for non-OECD countries.	– The applied Geary–Khamis method may suffer from Gerschenkron effect, i.e. it may produce biased estimates for those countries whose expenditure and price structure differ substantially from the international average, which tends to be dominated by high-income countries, since the weighting scheme reflects country shares in total expenditure. –The author recognizes that measures of output over such a long period are necessarily rough.

Rangelova, R. and M. Raynova (1990), Comparability of GDP in the International Comparisons, Economic Thought, Journal of the Institute of Economics, Bulgarian Academy of Sciences, Year VI, pp. 93–105.	This is a shortcut method based on the fourth (1980) and the fifth (1985) rounds of the ICP. The main intention was to estimate GDP for Bulgaria as a country which did not participate in the ICP.	The authors used primarily the results from the ICP-4 for 1980, as well as comparisons of the basic value indicators, including NMP for 1983 among the CMEA countries. The latter comparisons involved calculations of the volume indexes of the non-material services rendered in the various countries, thereby making it possible to calculate indirectly the approximate ratios of the GDP in them. The employment growth of rates in the non-productive sphere was also taken into account. The estimates in international dollars were likewise obtained indirectly through the PPPs of Hungary and Poland, which were included in both comparisons: of the ICP and the CMEA. In Bulgaria's case there had already been some experience from the bilateral comparison of GDP with Finland for 1982, as well as from estimates derived by other individual authors.	The applied shortcut method was one of the small number of methods that could be used in Bulgaria under the conditions of the different accounting systems. However it led to rough estimates.
Approach based on factor cost			
Alton, T. P. et al (1956–1992), see: – Alton, T.P. et al (1980), Statistics on East European Economic Structure and Growth, Research Project on National Income in East Central Europe, OP–48.	This is the most consistent approach for estimation of GNP in the CPEs using the official statistics and trying to correct the NMP according to SNA. Annual recalculations were made for the whole	A. Bergson developed an "adjusted factor cost" framework for valuation of Soviet output, where the commodity prices were adjusted to equal average cost, and imputations were made for capital cost. Later he adjusted turnover taxes and subsidies. He also adjusted the scope of the accounts so that they were approximated to the SNA concept of GDP, and indicators of production volume were intended to reflect value added rather that gross output. Bergson' approach was adopted by the USA Central	The general remarks concern the approach using the employment rate in the branches of the non-productive sphere in order to estimate the value added; it does not reflect the changes in the labour productivity. In our view as far as the MPS is not suitable for accounting the non-productive activities it is

– Alton, T.P. et al (1992), Economic Growth in Eastern Europe, 1975–1991. L.W. International Financial Research, Inc. New York, OP-120, and others.	period of central planning in CEE countries allowing to estimate more precisely the real economic growth. Alton and associates began this work at the beginning of the 1950s. As a result they published numerous papers – over 130 both for the CEE courtiers as a whole and for the individual countries.	Intelligence Agency (CIA) which made the annual estimates of CPEs' GDP. T. P. Alton and his team did the same work for CEE countries. It should be stressed that the experts are very correct in terms of references, trying to use mainly original and reliable sources of data. They are also exceptionally precise in using statistical data.	difficult to derive their real contribution to GDP (GNP). Even if we assume that the productivity in the service sector changes according to the employment growth rates (what is the Alton team assumption), the data show that we could hardly agree with the low and even negative growth rates of government and other services.
PlanEcon, see PlanEcon, Review and Outlook for the Eastern Europe. Washington: PlanEcon Inc., December 1999.	This was a research agency in the USA which produced alternative estimates of the CPEs economic performance.	The main approach of this agency was using both national statistics of the former CPEs and additional data and applying shortcut methods to correct the officially declared economic performance data in these countries. The methodology was not clearly published.	Like all shortcut methods this approach also has some limitations, but in general it indicated the probable overestimation of the official statistics of the CPEs and thus served as a corrective.
Approach based on physical indicators			
Ehrlich, E. (1968), International Comparisons of per capita NMP in Socialist and Capitalist Countries.	At the end of the 1950s the Hungarian economist F. Janossy developed a method trying to	The idea is the following: the method is based on a set of physical consumption indicators, for which an attempt is made to find a functional dependence on the per capita GDP value. Preference has been given to consumption indicators because there is closer dependence	The advantages of this method consist in the following: (a) possibility of correcting the ER and (b) determining the GDP for each country in which data on GDP were not available,

In: "Methodological Issues of International Comparisons". Part 1, Moscow (*in Russian*); – Ehrlich, E. (1992), Economic Growth in Eastern Central Europe after World War II. Institute for World Economics, Hungarian Academy of Sciences, Working Paper, No. 7.	avoid the difficulties arising from the two socio-economic systems in the world and the differences in their pricing systems. Later on F. Janossy and E. Ehrlich continued working on the application of this method.	between them and the size of the GDP, as compared to the dependence between the GDP and the production indicators. A geometric mean, which is the corrected value of this macroindicator, is calculated from the quantities of its level for each country, depending on each physical indicator. The distorting influence of the exchange rate (ER) has been removed to a certain extent in the applied geometric mean. Comparisons of GDP per capita for several basic years covering the 1937–1980 period have been done with the active participation and further developments by E. Ehrlich. The last comparison relates to 46 countries for 1980, by employing 49 physical indicators.	but there were statistical data on the physical indicators. Disadvantages: (a) using physical indicators in order to estimate the output volume in many cases where they are not representative for a given branch (for one or another reason) and they are connected with the output ratner than with the value added; (b) using physical indicators which make impossible accounting of the quality and technical progress; (c) the method is not very suitable for comparing the per capita GDP of countries for which a big gap between their income levels is observed.
Marer, P. (1985), Dollar GNP's of the USSR and Eastern Europe. Published for the World Bank. The John Hopkins University Press, Baltimore and London. – Marer, P. et al (1992), Historically Planned Economies.	The applied method is similar to that of F. Janossy and E. Ehrlich.	This method comprises the most general lines of correcting the ER and of calculating the index of the GDP (GNP) in the so-called approximate US dollars.	This idea is developed in: Comparative GDP Levels (1993), Physical Indicators, Phase III, by I. Borenstein. Economic Commission for Europe. Economic Studies No. 4, UNs, New York.

A Guide to the Data. The World Bank. Washington, D.C.			
Havlik, P. (1986), Comparison of Real Products between East and West, 1970–1983. The Vienna Institute for Comparative Economic Studies (WIIW), April, No. 115.	P. Havlik used the F. Janossy method with certain modifications.	The level of economic development of a given country is presented by per capita GDP, converted from national currency into US dollars through the current ER. The purpose is to calculate the dependence between this indicator and selected physical indicators for countries for which such data are available. This dependence is also used for obtaining estimates about countries for which no such data are available. Havlik adopts a critical approach to this fact, inasmuch as it introduces a high degree of conventionality in the results. He has selected 28 physical indicators which are closer in composition to the ones used in the Economic Commission for Europe than to those used by E. Ehrlich.	The author's considerations are connected with the kind of the mean used for obtaining the aggregate estimate. The geometric mean (applied by E. Ehrlich) leads to lower estimates, while the arithmetic mean (used by P. Havlik) is influenced by the extreme values of the individual quantities.
Estimation of the USSR NMP/GDP			
Bergson, A. (1953), Soviet National Income and Product in 1937, Columbia University Press.	This research work was initiated by A. Bergson and his associates in the early 1950s, and developed by	The CIA presented two sets of estimations for USSR national income and its growth: at Soviet prices and at adjusted factor cost. The Bergson's practice is followed in converting data on Soviet purchaser prices into producer prices at factor cost in order to get a more realistic appreciation of the resource costs involved. Bergson's' measures were in terms of expenditure categories, whereas the CIA preferred to estimate mainly by industry of origin. The move	As a result the factor cost adjustment brought some minor changes in the growth rates of industry and services, but the big changes were in the weights of the different sectors. In the early 1990s there was a strong criticism of this research approach and the US

	government funded research in the Rand Corporation and later by Central Inteligence Agency (CIA) and other government agencies. Afterwards forty years of scholarly activity followed in producing estimates of the USSR national income performance.	from purchaser to producer prices involved removing indirect taxes, transport and distributive margins, and adding subsidies just as it is according to the SNA methodology. It involved also an adjustment of Soviet profit margins, which were simply markups on labour and material inputs, but they did not reflect the cost of capital assets. This is why a major statistical weakness of this approach was the poor quality of the official USSR estimates of capital stock which were the basis for the CIA imputations.	government stopped funding it and similar work on CEE countries. Most of the archives of CIA which financed work on CEE countries now seem to have been destroyed. It would be a pity to have the same thing with the archives on the former USSR (see Maddison, A., 1998, Measuring the Performance of a Communist Command Economy: An Assessment of the CIA Estimates for the U.S.S.R. Review of Income and Wealth, Series 44, Number 3, September 1998, pp. 307–323).
Edelman, M. (1992), Revision of the Main Aggregates Series. Journal of Statistics, National Statistical Office, Moscow, No. 4, pp. 19–26.	In his capacity of a leading statistician at the research Statistical Institute at the State Statistical Committee (Goscomstat) in Russia Edelman was in a position to dispose with more accurate and disaggregated data.	Edelman produced alternative indexes of the USSR economic growth for the years of central planning.	The results show that the alternative trajectory of the USSR economic growth reflects the original (official) data. In general there are differences only concerning the machine building sector.

Ruocho, S. (2001), Soviet Economic Growth in Retrospective: Evaluation of the Methodology's Calculations, Statistics Issues, journal, Moscow, No.1, pp. 26–36.	The author has been producing for years alternative estimates of the official Soviet statistics concerning national income and growth. At the	Ruoho's main point is to prove that the economic growth declared officially was comparable with that estimated by applying by the USSR statistics known alternative approaches. He applies mainly the index number analysis or the physical indicator Model (PMI) using officially published indicators of the USSR economy and trying to discover the influence of the unaccounted inflation.	Ruoho's results are close to those of Edelman.
Kouwenhoven, R. (1996), A Comparison of Soviet and U.S. Industrial performance 1928–1990. Research memorandum GD 29, Groningen Growth and Development Centre, May 1996.	The University of Groningen developed an alternative approach called International Comparison of Output and Productivity (ICOP) intended for measuring the levels of performance by industry of origin, using census and input/output data and other information on quantities produced and producer prices.	Within the framework of the ICOP, comparisons are made for the USSR industry and farming for the benchmark year 1987 and they are retrapolated for several decades. The year 1987 was chosen as a benchmark because of the availability of input–output tables for both the USSR and the USA.	The results of farming show that the USSR advantage was greater in terms of gross value added, as the USA ratio of inputs to gross output was higher than that in the USSR.

References

Alton, T. P. et al (1963), *Hungarian National Income and Product in 1955.* Columbia University Press, New York and London.

Alton, T. P. et al (1965), *Czechoslovak National Income and Product, 1947–48 and 1955–65*. Columbia University Press, New York and London.

Alton, T. P. et al (1965), *Polish National Income and Product in 1954, 1955, and 1956*. Columbia University Press, New York and London.

Alton, T. P. et al (1980), *Statistics on East European Economic Structure and Growth*, Research Project on National Income in East Central Europe, OP–48.

Alton, T. P. et al (1980), *Economic Growth in Eastern Europe 1965–1979*, Research Project on National Income in Eastern Europe, L.W. International Financial Research, Inc. New York, OP–59.

Alton, T. P. et al (1986a), *Economic Growth in Eastern Europe, 1970 and 1975–1985*, Research Project on National Income in Eastern Europe, L.W. International Financial Research, Inc. New York, OP–90.

Alton, T. P. et al (1986b), *Eastern Europe: Domestic Final Uses of Gross Product, 1970 and 1975–1985*. Research Project on National Income in East Central Europe. OP–92, New York.

Alton, T. P. et al (1992), *Economic Growth in Eastern Europe, 1975–1991*. L.W. International Financial Research, Inc. New York, OP–120.

Alton, T. P. et al (1993), *Economic Growth in Eastern Europe, 1985–1992*, Research Project on National Income in Eastern Europe, L.W. International Financial Research, Inc. New York, OP–124.

Antonov, V. (1987), *Some Characteristics of the Structural Changes in the Economy: Adaptability and Cyclic Recurrence in Industry*. Economic Thought. Journal of the Institute of Economics at the Bulgarian Academy of Sciences, No. 5, pp. 5–27.

Arvay, J. (1992), *The Material Product System (MPS): A Retrospective*. A paper presented at the Twenty–second General Conference of the International Association for Research of Income and Wealth (IARIW), Session 8a "History of National Accounts and the Development of National Accounting Concepts", Flims, Switzerland, 30 August – 5 September, 1992.

Arvay, J. (1993), *The Impact of the National Accounting Systems (SNA or MPS) on the Growth Rates*. A paper presented at the International Conference on "Output Decline in Eastern Europe", Laxenburg, 18–21 November.

Arvay, J. (2006), *The Material Product System (MPS): A Retrospective. Statistics*. Journal of the National Statistical Institute, Sofia, No. 6, pp. 79–101.

Avramov, R. (1989), *Cyclic Recurrence in the Bulgarian Economy: Theoretical and Methodological Basis for Analysis*. Economic Thought. Journal of the Institute of Economics at the Bulgarian Academy of Sciences, No. 11, pp. 3–16.

Avramov, R. (1990), *Cyclic Recurrence in the Bulgarian Economy: External Shocks and Internal Factors*. Economic Thought. Journal of the Institute of Economics at the Bulgarian Academy of Sciences, 1990, No. 2, pp. 13–29.

Basic Principles of the System of Balances of the National Economy. Studies in Methods. Series F No.17. United Nations, New York, 1971.

Bass, E. (1975), *Bulgarian GNP by Sectors of Origin, 1950, 1955, 1960–1974*. Research Project on National Income in East Central Europe, ed. by T.P. Alton. L. W. International Financial Research, Inc. New York, OP–44.

Comparative GDP Levels (1993), Physical Indicators, Phase III, by I. Borenstein. Economic Commission for Europe. Economic Studies No. 4, UNs, New York.

Comparison of the System of National Account and the System of Balances of the National Economy. Part One: Conceptual Relations. Studies in Methods. Series F No. 20. United Nations, New York, 1977.

Comparison of the System of National Account and the System of Balances of the National Economy. Part Two: The Transformation of SNA Aggregates into MPS Aggregates and vice versa in Selected Countries. United Nations, New York, 1981.

Edelman, M. (1992), *Revision of the Main Aggregates Series*. Journal of Statistics, National Statistical Office, Moscow, No. 4, pp. 19–26.

Ehrlich, E. (1992), *Economic Growth in Eastern Central Europe after World War II*. Institute for World Economics, Hungarian Academy of Sciences, Working Paper No. 7.

Georgieva, D. and Y. Ivanov (1990), *Macroeconomic Indicators: An Attempt at International Comparison*, Economic Cooperation of CMEA Member Countries, Moscow, No. 10, pp. 104 –11 (*in Russian*).

Gilbert, M. and I.B. Craves (1954), *An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies*, OEEC, Paris.

Guzhvin, P. (1992) *Trust in Statistics*. Goskomstat of the Russian Federation. Statistical Bulletin, No. 9, pp. 3–21 (*in Russian*).

Heston, A. (1994), *A Brief Review of Some Problems in Using National Accounts Data in Level of Output Comparisons and Growth Studies*. Journal of Development Economics. Vol. 44, No. 1, pp. 29–52.

International Comparisons of Gross Domestic Products in Europe, 1985, Report on the European Comparison Programme, UNs.

Ivanov, Y. N. and A. R. Alekseev (2000), *Some Issues of GDP Retrospective Calculation in Russia*, Issues of Statistics. Goscomstat, No. 5, pp. 18–37.

Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.

Kolodko, G. W. (2000), *Globalization and Catching-up: From Recession to Growth in Transition Economies*. International Monetary Fund. IMF Working Paper, June, WP/00/100.

Korzeniewicz, R. P. et al (2004), *Measuring National Income: A Critical Assessment*. National Income (journal), Society for Comparative Study of Society and History, Vol. 46, No. 3, pp. 535–586.

Maddison, A. (1995), *Monitoring the World Economy, 1820–1992,* Development Centre of the Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

Maddison, A. (1998), *Measuring the Performance of a Communist Command Economy: An Assessment of the CIA Estimates for the U.S.S.R.* Review of Income and Wealth, Series 44, No. 3, September 1998, pp. 307–323.

Marer, P. (1985), *Dollar GNP's of the USSR and Eastern Europe*. Published for the World Bank. The John Hopkins University Press, Baltimore and London.

Marer, P. et al (1992), *Historically Planned Economies. A Guide to the Data*. The World Bank. Washington, D.C.

Rangelova, R. (1986), *Convergence of the CMEA Countries by Levels of Economic Development*. In: "CMEA – A New Stage of Cooperation", ed. by K. I. Mikulski, Moscow, 249–260 (*in Russian*).

Rangelova R., M. Raynova and T. Radev (1989), *The Indicators National Income and Gross Domestic Product in International Comparisons*. Economic Thought, Institute of Economics, Bulgarian Academy of Sciences, Vol. 34, No. 1, pp. 56–66 (*in Bulgarian*).

Rangelova, R. and M. Raynova (1990), *Comparability of GDP in the International Comparisons*, Economic Thought. Journal of the Institute of Economics, Bulgarian Academy of Sciences, Year VI, pp. 93–105.

Rangelova, R. (1994), *National Accounts for Eastern European Countries: A Case Study for Bulgaria in an International Comparative Perspective*. A paper presenter at the seminar on Comparative Historical National Accounts for Europe in the 19th and 20th Centuries. N. W. Posthumus Centre, University of Groningen, The Netherlands, 10–11 June.

Rangelova, R. (1996), *Retrospective Estimation of Bulgaria's Economic Growth*. Economic Thought, Journal of the Institute of Economics, Bulgarian Academy of Sciences, Vol. XVI, No. 2, pp. 103–117 (*in Bulgarian*).

Rangelova, R. (2003), *International Economic Comparisons: Methodology and Analysis*. NEXT Publishing House, Sofia (*in Bulgarian*).

Rangelova, R. (2005), *Bulgaria's Economic Growth throughout the Twentieth Century*. Economics (journal), No. 3, pp. 6–11 (*in Bulgarian*).

Rangelova, R. (2006a), *Bulgaria in Europe: Economic Growth during the 20th Century*. Prof. Marin Drinov Publishing House of the Bulgarian Academy of Sciences, Sofia (*in Bulgarian*).

Rangelova, R. (2006b), *Replacement of Material Product System by System of National Accounts in the Transition Countries from Central and Eastern Europe*. A paper presented the International Conference on Accounting and Finance Transition (ICAFT), University of South Australia, Adelaide, 10–12 April 2006.

Ruocho, S. (2001), *Soviet Economic Growth in Retrospective: Evaluation of the Methodology's Calculations*, Statistics Issues (journal), Moscow, No. 1, pp. 26–36.

Smith, A. (1776), An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations.

Statistical Yearbook of the CMEA Member States, 1989. CMEA, "Finance and Statistics", Moscow.

Summers, R. and A. Heston (1988), *New Set of international Comparisons of Real Product and Prices: Estimates for 130 Countries, 1950–1985*. The Review of Income and Wealth, March 1988, pp. 6–25.

Summers, R. and A. Heston (1991), *The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988*. Quarterly Journal of Economics, Vol. CVI, May, Issue No. 2.

System of National Accounts, 1993. Prepared under the auspices of the Intersecretariat Working Group on National Accounts. Commission of the European Communities – Eurostat, International Monetary Fund, Organisation for Economic Cooperation and Development, United Nations, World Bank. Brussels/ Luxembourg, New York, Washington, D.C., 1993.

World Comparison of Purchasing Power and Real Product for 1980. Phase IV of the International Comparison Project. United Nations, Commission of the European Communities, 1986.

World Comparisons of Real Gross Domestic Product and Purchasing Power, 1985. Phase V of the International Comparison Programme. United Nations and Commission of the European Communities. United Nations, New York, 1994.

DP/63/2008

A Small Open Economy Model with a Currency Board Feature: the Case of Bulgaria

Iordan Iordanov, Andrey Vassilev

Abstract. The paper presents a first version of a dynamic stochastic general eqiulibrium model for a small open economy operating under a currency board arrangement. The model specification and calibration used are tailored to the case of the Bulgarian economy. We discuss the model solution, describe the results of several simulation scenarios and identify directions for extending and improving the model.

Резюме. Изследването представя първия вариант на динамичен стохастичен модел на общото равновесие за малка отворена икономика, функционираща в условията на паричен съвет. Характеристиките и калибрирането на използвания модел са предназначени за българската икономика. Разглежда се решението на модела, описани са резултатите от няколко симулационни сценария и са установени насоките за разширяване и подобряване на модела.

Contents

1. Introduction .....

2. The model .....
   2.1. Household *z* .....
   2.2. Firm *z* in the non-tradable sector .....
   2.3. Aggregating firm in the non-tradable sector .....
   2.4. Labour-aggregating firm for $L_{Tt}(z)$ .....
   2.5. Representative firm in the tradable sector .....
   2.6. Government .....

3. Necessary conditions, model closure and steady state calculation .....

4. Model calibration and solution .....

5. Simulations .....

6. Conclusions .....

References .....

Appendices .....

The bulk of this paper was completed while Iordan Iordanov was visiting researcher at the Bulgarian National Bank. The authors would like to thank Mariela Nenova, Rossen Rozenov and participants in an internal seminar at the BNB for useful comments and suggestions. The usual disclaimer applies.

1 Introduction

Since the 1980s there has been a marked shift of academic research in macroeconomics towards dynamic models with explicit microeconomic foundations. The potential of such models to combine different groups of economic agents with well-articulated motivation under a coherent stock-flow framework has made them the tool of choice for investigating a number of important economic issues and thus the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) paradigm was born. This has not gone unnoticed by applied researchers and, in particular, many central banks have recently begun to expand their analytical toolkits to include DSGE models.

The sound theoretical foundations of DSGE models make them potentially suitable for cases when short time series and noisy data limit the applicability of more traditional models based on econometrically estimated relationships. Thus the DSGE approach provides an alternative for modelling in transition economies and offers the possibility to explore scenarios that are not amenable to analysis with classical macroeconometric models. A number of questions pertaining to the sustainability of different economic situations or the response of the economy to various disturbances can be fruitfully analyzed in a DSGE framework. Indeed, the present work started out as a project to study current account dynamics in the case of an economy which – like Bulgaria – operates under a currency board arrangement, although the scope of the analysis was expanded as the work progressed.

The initial inspiration for the modelling framework we have chosen can be traced back to the new open economy literature that emerged in the 1990s. Obstfeld and Rogoff (1996) deals in detail with the analysis of small open economies. The current account balance plays a key role in describing the interaction of a small open economy with the rest of the world. Chapter I of the book is mainly devoted to exploring the concept of the current account and tying it together with various entities commonly looked at in economic analyses, such as GDP, consumption, investment and assets. In the very beginning of the book (p.8), a simple model is developed to support the claim that an unbalanced current account is not necessarily bad for the economy.

A relatively short survey of the different approaches for studying and modelling the current account is offered in Obstfeld and Rogoff (1994), where the issues are copiously illustrated with data for different countries over long time spans. The authors start out by recalling the Lucas critique and emphasizes the advantages of macroeconomic models based on optimal

microeconomic behaviour over purely econometric models whose properties are essentially data-driven. The survey offers an overview of a number of models that emphasize different economic mechanisms, such as the single-good model with a representative resident, models with investment and cost of installing, non-tradable goods, durable goods, the effects of terms of trade and international transfers, as well as demographic structure and fiscal policies.

The classification of stochastic models in Obstfeld and Rogoff (1994) is performed according to the structure of financial markets they employ. Markets can be complete (§3.2.1) or, in a simpler setup, can feature only trade in bonds (§3.2.2). Partially complete markets are also possible (§3.2.3). The survey of the various alternatives available leads the authors to the conclusion that one needs to strive toward building "richer and more realistic intertemporal models" featuring the interaction of diversified economic mechanisms.

Motivated by the above considerations, in this paper we develop a DSGE model for a small open economy that operates under a currency board arrangement, specifically taking into account the characteristics of the Bulgarian economy. In our approach we try to isolate the most prominent mechanisms at work in the economy, aiming at parsimony rather than comprehensiveness. Compared to earlier attempts to study certain features of the Bulgarian economy in a general equilibrium framework, such as Blessing (2007) and Valev (2006), this paper models the currency board arrangement under more flexible assumptions and explicitly features an active government pursuing independent objectives.

The paper is organized in the following way. Section 2 describes the model. Section 3 spells out the derivation of the necessary conditions and the steady state. Details of the model calibration and solution are provided in section 4. We present the results of some simulations in section 5. Section 6 concludes and provides some directions for improving and extending the model.

2 The model

The model features two types of production – production of tradable and of non-tradable goods – and a household sector. In addition, there is a government that dynamically optimizes its own utility function and a central bank operating under a currency board arrangement, effectively modelled as an identity in the model.

In our setup there is a continuum of households indexed on the interval $[0, 1]$. A similar structure is assumed for the sector producing non-tradable goods. The problem for household z is described in subsection 2.1 below.

2.1 Household z

The problem for household z is a modified version of the one in Obstfeld and Rogoff (1995). Household z maximizes the utility functional

$$\begin{aligned} U(z) =& \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Bigg[\gamma \ln(C_{Tt} - b_T C_{Tt-1}) + (1-\gamma) \ln(C_{Nt} - b_N C_{Nt-1}) \\ &+ \frac{\chi}{1-\epsilon} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\epsilon} - \frac{\kappa}{2} (L_{Tt}(z) + L_{Nt}(z))^2 \Bigg], \end{aligned} \tag{1}$$

where C_T is consumption of tradable goods [1], C_N is consumption of non-tradable goods, M is nominal money balances, P is the overall price level and $L_T(z)$ ($L_N(z)$) stands for the labour input of household z in tradable (non-tradable) sector production. The specification includes habit formation mechanisms in consumption, as captured by the coefficients b_T and b_N. The disutility from labour enters symmetrically to reflect the assumption that, other things equal, households should be indifferent between supplying a unit of labour to the tradable vs. the non-tradable sector and thus should base their decision on the respective wage earned. As in Erceg, Henderson and Levin (2000), our specification omits the indexing of some variables by the household-specific index z, which is a consequence of assuming complete contingent claims markets for the respective quantities.

Household z has a net real asset position F which evolve according to the following equation:

$$\begin{aligned} P_{Tt} F_{t+1} =& P_{Tt}(1+i_t) F_t - Z_t + W_{Tt}(z) L_{Tt}(z) + W_{Nt}(z) L_{Nt}(z) - \\ &- P_{Tt} C_{Tt} - P_{Nt} C_{Nt} + \Pi_t(z) + \Pi_{Tt} - P_t T_t. \end{aligned} \tag{2}$$

Here i denotes the interest rate on the asset position of the household. Following Schmitt-Grohé and Uribe (2003), it is given by the international interest rate i^* plus a risk premium depending on the net asset position relative to a perceived equilibrium asset position $\bar{F}$:

$$i_t = i_t^* + p(F_t) = i_t^* + \psi(e^{\bar{F} - F_t} - 1). \tag{3}$$

[1] To facilitate the exposition we omit the time subscripts on the variables whenever no confusion arises from doing so.

The variables $W_T(z)$ and $W_N(z)$ stand for the wage rates for household z in the tradable and non-tradable sectors, respectively. The profits of the firms in the tradable and non-tradable sectors, respectively Π_T and $\Pi(z)$, are transferred to the household as dividends each period (see below). It should be noted that although this formulation links the transfer of profits of firm z specifically to the z-th household, standard symmetry assumptions as employed in the literature rule out any special consequences of this choice. The variable T denotes real lump-sum taxes collected by the government.

Purchasing power parity holds for the price of tradable goods, P_T, which depends on the exchange rate E and the international price of tradable goods P_T^* according to equation (4).

$$P_{Tt} = E_t P_{Tt}^*. \tag{4}$$

For the purposes of this work, the exchange rate may be interpreted in two ways. First, it is possible to interpret E as a nominal effective exchange rate, so that the peg to the reserve currency (which presumably accounts for a large share of foreign trade) provides the level E_L, while fluctuations around it come from other currencies used in foreign trade transactions. Second, one may prefer to assume that all foreign trade takes place at the fixed exchange rate, in which case we shut down the stochastic component by setting to zero the variance σ_E^2 in (6) below. Formally, we model the exchange rate as randomly fluctuating around a given level E_L (see equation (5)) according to a stochastic process $\bar{E}_t$ as specified in equation (6). This specification, in view of the currency board arrangement, provides us with flexibility to adopt the alternative interpretations.

$$E_t = E_L + \bar{E}_t. \tag{5}$$

$$\bar{E}_{t+1} = \rho_E \bar{E}_t + \varepsilon_{Et+1},\ 0 < \rho_E < 1,\ \varepsilon_{Et} \sim iid\ N(0, \sigma_E^2) \tag{6}$$

Similarly, we allow for stochastic fluctuations in the international price of tradable goods, P_{Tt}^*, as specified in equation (7), where l_{PT}^* is a scaling factor.

$$\begin{aligned} P_{Tt}^* = l_{PT}^* e^{\bar{P}_T^*},\ \bar{P}_{Tt+1}^* = \rho_{PT} \bar{P}_{Tt}^* + \varepsilon_{P_T^* t+1}, \\ 0 < \rho_{PT} < 1,\ \varepsilon_{P_T^* t} \sim iid\ N(0, \sigma_{P_T^*}^2) \end{aligned} \tag{7}$$

The overall price index is defined as a weighted average of the prices of tradable and non-tradable goods:

$$P_t := \gamma P_{Tt} + (1 - \gamma) P_{Nt} \tag{8}$$

Money holdings evolve according to equation (9), with Z being the change in money holdings from one period to the next.

$$M_{t+1} = M_t + Z_t. \tag{9}$$

The household maximizes utility subject to equations (2) and (9) by choosing at each moment the variables W_T, W_N, C_T, C_N and Z. The choice of wages by the household is based on Christiano, Eichenbaum and Evans (2005), which allows room to include wage rigidity in the model.

2.2 Firm z in the non-tradable sector

Similarly to households, firms in the non-tradable sector also operate in a monopolistically competitive environment. Firm z seeks to maximize its value

$$\begin{aligned} V(z) =& \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mu_t \Big\{ p_{Nt}(z) y_{Nt}(z) - W_{Nt}(z) L_{Nt}(z) - \\ & - p_{Nt}(z) I_{Nt}(z) - P_{Ot} O_{Nt}(z) \Big\}. \end{aligned} \tag{10}$$

subject to technological and capital accumulation constraints as specified below. The variables $p_N(z)$ and $y_N(z)$ are respectively the price and the quantity produced of the z-th variety of the non-tradable good, $I_N(z)$ stands for investment by firm z, $O_N(z)$ is the energy resource input used by the firm in production and P_O is the domestic price of energy resources. Energy resources are not produced locally and therefore can only be imported. In line with much of the literature, the firm discounts the future using the discount factor $\beta^t \mu_t$, where μ_t is the shadow price on the household's resource constraint. This ensures consistency between the intertemporal preferences of the firm and its shareholders.

The production technology of firm z is given by a three-factor Cobb-Douglas production function exhibiting constant returns to scale, with energy resources as the third input:

$$y_{Nt}(z) = A_{Nt} L_{Nt}(z)^{\alpha_N} K_{Nt}(z)^{\beta_N} O_{Nt}(z)^{1-\alpha_N-\beta_N}. \tag{11}$$

The evolution of productivity in the non-tradable sector is the same across firms. It is given by

$$\begin{aligned} A_{Nt} = e^{\bar{A}_{Nt}},\ \bar{A}_{Nt+1} = \rho_N \bar{A}_{Nt} + \varepsilon_{Nt+1}, \\ 0 < \rho_N < 1,\ \varepsilon_{Nt} \sim iid\ N(0, \sigma_N^2). \end{aligned} \tag{12}$$

Analogously to the determination of tradable goods prices, the domestic price of energy resources emerges through a PPP-type mechanism:

$$P_{Ot} = E_t P^*_{Ot}. \tag{13}$$

In turn, the process for the external energy resource price is

$$\begin{gathered} P^*_{Ot} = l^*_{PO} e^{\bar{P}^*_{Ot}},\ \bar{P}^*_{Ot+1} = \rho_{PO} \bar{P}^*_{Ot} + \varepsilon_{P_O t+1}, \\ 0 < \rho_{PO} < 1,\ \varepsilon_{P_O t} \sim iid\ N(0, \sigma^2_{P_O}). \end{gathered} \tag{14}$$

The firm accumulates capital in a standard manner as given by equation (15).

$$K_{Nt+1}(z) = (1-\delta) K_{Nt}(z) + I_{Nt}(z). \tag{15}$$

The firm maximizes its value by choosing $L_N(z)$, $I_N(z)$ and $O_N(z)$ each period. Firm z's profit is

$$\Pi_t(z) = p_{Nt}(z) y_{Nt}(z) - W_{Nt}(z) L_{Nt}(z) - p_{Nt}(z) I_{Nt}(z) - P_{Ot} O_{Nt}(z) \tag{16}$$

and is transferred to household z.

2.3 Aggregating firm in the non-tradable sector

Specific varieties of the goods produced in the non-tradable sector are bundled together by a representative aggregating firm. The production technology employed by the firm is given by

$$y_{Nt} = \left[\int_0^1 y_{Nt}(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}. \tag{17}$$

For accounting consistency, we require that the total output of non-tradable goods equals aggregate demand for non-tradables:

$$y_{Nt} = C^A_{Nt} + G_{Nt} + I^A_{Nt}. \tag{18}$$

The aggregating firm chooses the amount of each input $y_N(z)$ in the bundle.

In a standard manner one can derive equations (19) for the aggregate price of non-tradables and (20) for the demand for product z from the

optimization problem for this sector.

$$P_N = \left[\int_0^1 p_N(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \tag{19}$$

$$y_{Nt}^d(z) = \left[\frac{p_{Nt}(z)}{P_{Nt}} \right]^{-\theta} y_{Nt}. \tag{20}$$

2.4 Labour-aggregating firm for $L_{Tt}(z)$

Similarly to the setup for the aggregating firm in the non-tradable sector, the labour inputs from the households to the tradable sector are aggregated by a firm that uses the technology

$$L_{Tt} = \left[\int_0^1 L_{Tt}(z)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} dz \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \tag{21}$$

and chooses the amount of each input $L_T(z)$.

One can obtain the demand for labour type z and the average wage in the tradable sector from this optimization problem (see equations (22) and (23), respectively).

$$L_{Tt}^d(z) = \left[\frac{W_{Tt}(z)}{W_{Tt}} \right]^{-\lambda} L_{Tt}. \tag{22}$$

$$W_T = \left[\int_0^1 W_T(z)^{1-\lambda} dz \right]^{\frac{1}{1-\lambda}}. \tag{23}$$

2.5 Representative firm in the tradable sector

A continuum of identical firms populate the tradable sector. They operate in an "almost-competitive" environment in the sense that they face the same price conditions at home and on international markets by virtue of (4), as well as unlimited external demand. We assume that firms in

the sector always satisfy home orders first and export the balance. (Conversely, if home orders for tradable goods exceed output, the remainder is automatically imported.) We depart from the competitive paradigm by assuming that the market for tradable goods is not contestable. This allows firms to retain a positive level of profit in equilibrium, which is convenient from an empirical perspective.

The tradable sector representative firm seeks to maximize its value

$$V_T = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mu_t \left\{ P_{Tt} y_{Tt} - W_{Tt} L_{Tt} - P_{Tt} I_{Tt} - P_{Ot} O_{Tt} \right\}, \tag{24}$$

subject to the usual constraints as described below. The notation for this sector conforms, with obvious modifications, to the conventions employed in the description of the non-tradable sector.

Capital evolves according to the equation

$$K_{Tt+1} = (1-\delta) K_{Tt} + I_{Tt}. \tag{25}$$

The production technology in the tradable sector mirrors the structure of that in the non-tradable sector and is given by

$$y_{Tt} = A_{Tt} L_{Tt}^{\alpha_T} K_{Tt}^{\beta_T} O_{Tt}^{1-\alpha_T-\beta_T}. \tag{26}$$

The technology process is

$$\begin{gathered} A_{Tt} = e^{\bar{A}_{Tt}}, \ \bar{A}_{Tt+1} = \rho_T \bar{A}_{Tt} + \varepsilon_{Tt+1}, \\ 0 < \rho_T < 1, \ \varepsilon_{Tt} \sim iid \ N(0, \sigma_T^2). \end{gathered} \tag{27}$$

Each period the representative firm in the tradable sector chooses L_T, I_T and O_T in order to solve its maximization problem. Its per-period profit is given by

$$\Pi_{Tt} = P_{Tt} y_{Tt} - W_{Tt} L_{Tt} - P_{Tt} I_{Nt} - P_{Ot} O_{Tt}, \tag{28}$$

and is transferred to the households as dividend. With a continuum of firms in the sector and a continuum of households there exists a one-to-one mapping between each tradable sector firm and each household. Since firms are identical, we can effectively decouple the firm-household pairs and add the tradable-sector firm profit in the household resource constraint without indexing it.

2.6 Government

The treatment of the government in our model differs from the most common setups in the literature, where the government is either largely taken as an exogenous entity following, for instance, a balanced budget policy, or else is markedly benevolent and tries to maximize some measure of social welfare. The first route could be problematic when modelling an economy operating under a currency board arrangement, where by the very construction of the monetary regime the government is given a more prominent role in that fiscal policy is practically the sole instrument at the disposal of policymakers. The second route is more appealing, since it provides a clear motivation for government actions. As a simpler starting benchmark, however, we model the government as maximizing an objective function combining government spending, valued positively, and (lump-sum) taxes, valued negatively. This setup can serve as a first step toward introducing a welfare-maximizing government in the model, assuming that government spending goes mainly to the provision of public goods, thus ensuring the smooth functioning of the economic system. As we shall see, such an approximation is in certain respects crude and can lead to peculiarities in the government behaviour.

More specifically, the government's objective function is

$$U^G = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[\varkappa \ln G_{Tt} + (1-\varkappa) \ln G_{Nt} - \frac{\eta}{2} T_t^2 \right], \tag{29}$$

where δ is a time-discount factor, G_T stands for real government consumption of tradable goods and G_N is real government consumption of non-tradable goods. The parameters $\varkappa$ and η account for the relative importance of taxes and consumption for the government.

The currency board feature is captured by means of a stylized version of the Issue Department[2] balance:

$$P_{Tt} F_t^* = M_t + \Gamma_t. \tag{30}$$

Here Γ is the government deposit held with the central bank and $P_T F^*$ is the nominal value of foreign exchange reserves. Recall that the nominal currency stock M is determined by the household's problem.

The primary budget balance is given by the equation

$$P_{Tt} G_{Tt} + P_{Nt} G_{Nt} = P_t T_t + D_t, \tag{31}$$

[2]Organizationally, the Bulgarian National Bank is divided into several departments. One of them, the Issue Department, carries out the functions of a currency board.

where D_t denotes the primary deficit. Then the government deposit evolves according to

$$\Gamma_{t+1} = \Gamma_t + r^* P_{Tt} F_t^* - D_t = (1 + r^*)\Gamma_t + r^* M_t - D_t, \tag{32}$$

with r^* being the interest rate earned on foreign exchange reserves. Equation (32) implies that the central bank's profit is transferred to the government. In this model, we assume away the possibility of the government having or issuing debt, so that the primary balance is directly added to or subtracted from the government deposit.

The government seeks to maximize (29) subject to (32) by choosing paths for G_T, G_N and T.

To facilitate the analysis we define several important concepts – the cash balance

$$CB_t := P_t T_t - P_{Tt} G_{Tt} - P_{Nt} G_{Nt} + r^*(M_t + \Gamma_t), \tag{33}$$

the current account

$$\begin{aligned} CA_t :=& P_{Tt} y_{Tt} - P_{Tt} C_{Tt} - P_{Tt} G_{Tt} - P_{Tt} I_{Tt} - \\ & - P_{Ot}(O_{Tt} + O_{Nt}) + P_{Tt} i_t F_t + r^*(M_t + \Gamma_t), \end{aligned} \tag{34}$$

the total wagebill for the economy

$$WB_t := L_{Tt} W_{Tt} + L_{Nt} W_{Nt} \tag{35}$$

and the total employment

$$L_t := L_{Tt} + L_{Nt} \tag{36}$$

– which we track in the simulations below.

3 Necessary conditions, model closure and steady state calculation

In providing the necessary conditions for optimality for the various problems described above, we follow the convention adopted in Bodart et al. (2006) (see their footnote on p.9) and omit the conditional expectation operators from the equations that follow. Nonetheless, all the relationships should be interpreted as holding in expectation.

The necessary conditions for the consumer are

$$(1-\gamma)\frac{\Delta_{Nt}}{P_{Nt}} = \gamma\frac{\Delta_{Tt}}{P_{Tt}}, \tag{37}$$

$$\Delta_{Nt} := \frac{1}{C_{Nt} - b_N C_{Nt-1}} - \frac{\beta b_N}{C_{Nt+1} - b_N C_{Nt}},$$

$$\Delta_{Tt} := \frac{1}{C_{Tt} - b_T C_{Tt-1}} - \frac{\beta b_T}{C_{Tt+1} - b_T C_{Tt}},$$

$$\beta\Delta_{Tt}(1 + i_t - \psi F_t e^{\bar{F}-F_t}) = \Delta_{Tt-1}, \tag{38}$$

$$\beta\chi\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\epsilon}\frac{1}{P_t} + \beta\gamma\frac{\Delta_{Tt}}{P_{Tt}} = \gamma\frac{\Delta_{Tt-1}}{P_{Tt-1}}, \tag{39}$$

$$\kappa\lambda(L_{Tt}(z) + L_{Nt}(z)) = \gamma(\lambda-1)\frac{\Delta_{Tt}}{P_{Tt}}W_{Tt}(z), \tag{40}$$

$$\kappa(L_{Tt}(z) + L_{Nt}(z)) = \gamma\alpha_N\frac{\Delta_{Tt}}{P_{Tt}}W_{Nt}(z). \tag{41}$$

Optimization for the firm in the non-tradable sector yields

$$\frac{\alpha_N P_{Nt}(z) y_{Nt}(z)}{L_{Nt}(z)} = W_{Nt}(z), \tag{42}$$

$$\frac{(1-\alpha_N-\beta_N)P_{Nt}(z)y_{Nt}(z)}{O_{Nt}(z)} = P_{Ot}, \tag{43}$$

$$\beta\frac{\Delta_{Tt}}{P_{Tt}}P_{Nt}(z)\left[\frac{\beta_N y_{Nt}(z)}{K_{Nt}(z)} + (1-\delta_{KN})\right] = P_{Nt-1}(z)\frac{\Delta_{Tt-1}}{P_{Tt-1}}. \tag{44}$$

The necessary conditions for the representative firm in the tradable sector are

$$\frac{\alpha_T P_{Tt} y_{Tt}}{L_{Tt}} = W_{Tt}, \tag{45}$$

$$\frac{(1-\alpha_T-\beta_T)P_{Tt}y_{Tt}}{O_{Tt}} = P_{Ot}, \tag{46}$$

$$\beta\Delta_{Tt}\left[\frac{\beta_T y_{Tt}}{K_{Tt}} + (1-\delta_{KT})\right] = \Delta_{Tt-1}. \tag{47}$$

Finally, optimization for the government implies

$$\frac{T_{t-1}}{P_{t-1}} = \delta(1+r^*)\frac{T_t}{P_t}, \tag{48}$$

$$\frac{\varkappa}{G_{Tt}} = \eta\frac{P_T t}{P_t}T_t, \tag{49}$$

$$\frac{1-\varkappa}{G_{Nt}} = \eta\frac{P_{Nt}}{P_t}T_t. \tag{50}$$

We adopt the usual symmetry assumptions of the type

$$y_{Nt}(z) = y_{Nt}, \tag{51}$$

which allows us to drop the indexation by the household/firm-specific index z. A specificity of our model is that, with the symmetry assumption, equations (17), (19) and (20) in the problem of the aggregating firm in the non-tradable sector reduce to identities. Effectively, this means that the parameter θ ceases to play a role in the model and, consequently, does not appear in equations (37)-(50). However, the presence of the aggregating firm in the non-tradable sector is convenient from a conceptual standpoint and we retain it in the description of section 2.

In addition to the first-order optimality conditions listed above, a complete specification of the model requires the inclusion of the state equations (2), (9), (15), (25) and (32), as well as the market clearing condition (18). We also include certain identities that provide the definitions of important variables, such as (33) and (34).

Our general strategy for producing simulations with the model is standard and involves the computation of a steady state for the model. Once a (stable) steady state has been found, we produce impulse responses for

the endogenous variables with respect to the various shocks included in the model.

In computing the steady state we arrive at a typical situation where equation (48) reduces to a relationship between certain model parameters for a nontrivial stationary point of the system. In order to have a steady state we impose the usual interest-time discounting consistency requirement on the relevant parameters:

$$\delta(1 + r^*) = 1. \tag{52}$$

Since the above implies the loss of one equation from the algebraic system for the steady state, we add another relationship that is required to hold in the long-run equilibrium. In this case we fix the ratio of government expenditures to production ν in equation (53) below.

$$(P_T G_T + P_N G_N) = \nu(P_T y_T + P_N y_N) \tag{53}$$

This choice was made due to the fact that government expenditures to GDP is one of the reference indicators traditionally tracked by various governments for the Bulgarian economy. Needless to say, other calibration schemes are equally possible depending on the particular notion of equilibrium and the specificities of the issue under investigation.

Under the above calibration scheme, we sequentially reduce the algebraic system for the steady state until arriving at a subset of equations that cannot be solved analytically. We then solve this reduced system numerically to obtain approximate values of the respective variables in the steady state. The rest of the steady state values are obtained by tracing back through the reduction steps and substituting the already computed quantities. All the details of the computation procedure are relegated to the appendix. The computed approximate steady state solves the original model system with a high degree of accuracy and satisfies the Blanchard-Kahn conditions (Blanchard and Kahn, 1980).

4 Model calibration and solution

In line with the usual practice, in calibrating the model we choose some of the parameter values on theoretical grounds, while others are determined by empirical considerations. The time discount parameters β and δ are typical representatives of the former category. The approach chosen with respect to the latter category is more flexible, with some parameters calibrated to approximate the current state of the economy (e.g. γ, χ), others

calibrated to reflect our views on the likely long-run state of the economy (e.g. ν) and a third group chosen to produce reasonable impulse responses in the simulations conducted (e.g. η, λ). Table 1 in the appendix contains the calibrated values of the model parameters we work with.

The calibration approach sketched above constitutes a first attempt to tune the model to the characteristics of the Bulgarian economy and as such is merely illustrative. Alternative calibration choices along the same lines are certainly possible. More sophisticated approaches, such as calibrating the model to formally match the properties of a suitable data set for the Bulgarian economy or estimating some of the model parameters, should be explored and implemented in future work on the model.

To give the reader some intuition as to what our calibration scheme implies, we summarize in Table 2 (see Appendix 1) the key characteristics of the steady state for the model. All variables presented in the table are in nominal terms and are expressed as a share of steady state GDP [3]. All aggregate variables are defined, where applicable, as the sum of the respective components for the tradable and non-tradable sectors (e.g. household consumption is defined as $P_T C_T + P_N C_N$ etc.).

Equipped with the particular steady state, we proceed in a standard manner and study the behaviour of the endogenous variables around that steady state when the model economy is disturbed by various shocks. All model solution procedures and simulations reported in this and the next section were implemented in Dynare[4].

5 Simulations

The present section illustrates the dynamic behaviour entailed by our model under three scenarios: a shock in the prices of energy resources, a shock in the productivity of the non-tradable sector and a shock in tradable goods prices. We present graphically the impulse responses for relevant selections of model variables. For a set of figures presenting a simulation scenario we follow the convention that the first impulse response function shown is always for the variable directly affected by the shock. The subsequent impulse response functions are ordered according to the

[3] We alert the reader to an accounting technicality in the model: due to the presence of purely imported inputs (energy resources), there arises a distinction between production (gross output), which equals $P_T y_T + P_N y_N$ and GDP (value added), which equals gross output less expenditures on imported inputs. Thus, the calibration choice in equation (53) and Table 1 does not carry over directly to Table 2.

[4] See `http://www.cepremap.cnrs.fr/juillard/mambo/index.php`

economic logic of the scenario at hand. In all figures the results are transformed so that the zero level corresponds to the steady state value for the respective variable.

The results for the first simulation – a shock in the prices of energy resources – are presented in Figures 1-7 in the Appendix. The initial shock on international energy prices, which dies out slowly over time by virtue of the autoregressive specification, is reflected fully in the dynamics of domestic energy prices. Higher energy prices result in lower output both for the tradable and for the non-tradable sector (Figure 1).

In terms of the sources of the output contraction, consumption of the more expensive energy inputs is unambiguously lower in both sectors (Figure 2). The capital stock in the non-tradable sector rises initially to compensate for the reduction in energy consumption and then falls below its steady state level. Both the capital stock (Figure 2) and the amount of labour used (Figure 3) decline in the tradable sector.

As the demand for labour in the tradable sector declines, so do wages in the sector. This spills over to wages in the non-tradable sector, which also decline, ultimately resulting in higher demand for labour in the non-tradable sector (Figure 3). The aggregate result is lower employment as compared to its steady state level and an overall lower wagebill (Figure 4).

The reason for the somewhat asymmetric response of the firms in the tradable vs. those in the non-tradable sector is apparent in Figure 4. Firms in the non-tradable sector can influence prices in the sector in order to adapt to the increase in energy prices, while prices of tradable goods are unchanged by virtue of the PPP condition (4). Thus, producers in the non-tradable sector have additional flexibility in maximizing their profits, which results in more complicated dynamics of their production inputs. In this particular case, there is a compensating increase in non-tradable goods prices, which is also reflected in the overall price level P.

With lower wages and more expensive non-tradable goods, households curtail their consumption, as displayed in Figure 5. Households also increase their money holdings to try to offset the effects of inflation. In the initial periods after the shock arrives there is some increase in the asset stock as postponing consumption becomes more attractive in view of the higher current prices.

The dynamics of the main variables for the government are shown in 6. Government consumption of non-tradable goods declines in response to the price increase, since by specification the government behaves like a typical consumer and has a standard demand function. The dynamics of taxes in real terms can be explained by observing that they mirror the

impulse response function for the overall price level. This means that the government, while preferring to have lower taxes (recall equation (29)), is inclined to behave opportunistically and raise taxes at times when the monetary benefit from doing so is maximized. Correspondingly, the initial negative impact on the level of the government deposit is corrected by means of running budget surpluses. Overall, the specification of the problem for the government sector implies that, in pursuing its interests, the government behaves procyclically.

Finally, as can be expected in the case of a negative external shock, both foreign reserves and the current account balance decline relative to their steady state levels, ultimately returning to equilibrium in a non-oscillatory manner as the shock dies out. The dynamics of foreign reserves reveals the importance of the currency board mechanism, as captured by equation (30), as the behaviour of foreign reserves is determined by the interaction of two factors working in opposite directions – the increase in nominal money holdings and the decline in the government deposit.

The results for a simulation with a shock on productivity in the non-tradable sector are summarized in Figures 8-14. The increase in productivity makes it possible to increase output in the non-tradable sector, which brings about a decline in the output of the tradable sector (Figure 8).

In terms of the sources of output dynamics (Figures 9 and 10), inputs in the non-tradable sector generally increase, while displaying some fluctuations around their steady state levels. Input use in the tradable sector declines unambiguously. Overall, the demand for labour in the economy is dominated by the behaviour of the tradable sector and declines (Figure 11), except in the initial periods, which is reflected in the dynamics of wages and the aggregate wagebill.

The positive productivity shock allows firms in the non-tradable sector to lower prices, thereby lowering the overall price level (Figure 11). This leads to increased consumption of the cheaper non-tradable goods and to some spillover to consumption of tradable goods (Figure 12). The process is associated with a temporary decrease in asset holdings to finance the increase in consumption, followed by a compensating increase before returning to the steady state. Money dynamics mirror those of assets.

The behaviour of the government is again procyclical (Figure 13). Government purchases of non-tradable goods increase in real terms (government consumption of tradable goods is unchanged as their prices remain constant) and taxes are lowered according to the change in the price level. The aggregate outcome for the government is an initial increase in the level of the government deposit, which is corrected by temporarily running bud-

get deficits.

As a result of the increase in the government deposit, foreign reserves increase, despite the reduction in nominal money balances. In contrast, increased private consumption of tradable goods coupled with lower output in that sector leads to a deterioration of the current account (Figure 14).

Our third scenario (Figures 15-21) shows the response of the economy to a shock in the prices of tradable goods, which feeds through the PPP condition (4). Predictably, output in the tradable sector rises while non-tradable sector output declines initially before going slightly above its steady state level.

The demand for labour in the tradable sector increases, pushing wages up, which drains labour from the non-tradable sector, ultimately increasing wages there as well (Figure 16). The aggregate effect is an increase in employment and a higher nominal wagebill (Figure 17).

The use of capital and energy resource inputs increases in the tradable sector, while the adjustment in the non-tradable sector is more complex (Figures 17 and 18). First, firms in the non-tradable sector try to substitute away from the more expensive labour input and therefore raise their consumption of energy resources. As new capital is installed by sacrificing some output that could otherwise be sold on the market, firms in the non-tradable sector initially prefer to forgo some investment (thus lowering their capital stock) in favour of supplying more goods on the market, while increasing their prices. This strategy for the initial periods allows them to have higher revenues with somewhat lower capital stock, which later is compensated by increasing the capital stock above its steady state level. As a result of higher prices of both tradable and non-tradable goods, the overall price level goes up.

Against the background of the favorable income developments, households increase their consumption (Figure 19). At the same time, in order to compensate for the higher prices, households increase their nominal money holdings . These, as well as higher taxes levied by the government (see below), lead to a drop in the asset stock in the initial periods.

The government sector reduces its consumption of both tradable and non-tradable goods in response to the price increases (Figure 20). At the same time, the higher aggregate price level induces the government to levy higher real taxes, which boosts nominal tax revenues. The overall outcome for the government is a reduction in the government deposit (Figure 21), which is adjusted by running budget surpluses.

The reduction in the government deposit with the central bank causes

a corresponding reduction in the level of foreign reserves. Higher prices of tradable goods provide sufficient incentive to firms in the sector, so that the increase in their output is enough to cover higher private consumption of tradable goods and higher imports of energy inputs. The balance is exported and a current account surplus results (Figure 21).

6 Conclusions

The responses of the model variables with respect to various shocks that affect the economy are plausible and correspond to usual consequences entailed by the main economic mechanisms built into the model. In general, shocks that are traditionally considered "positive" translate into economic expansions in the present framework. Conversely, "negative" shocks lead the model economy into recession. Government behaviour also affects the economy in an intuitive way, with the caveat that government priorities do not take into account the impact of its actions on other economic agents. Overall, the above implies that the present work can serve as a platform for building more sophisticated and realistic dynamic models of the Bulgarian economy.

The results obtained in the present work suggest a number of directions for extending and improving the model. The most urgent need for improvement concerns the specification of the government sector. The current preference structure for the government implies behaviour that is little concerned with issues of macroeconomic stability or social welfare. In order to have a setup featuring an active government, which at the same time acts responsibly in the interests of society, the current specification has to be modified to take into account broader macroeconomic concerns. This in turn will probably necessitate the introduction of a more detailed set of policy instruments at the government's disposal, including a set of various tax rates.

A second direction for modifying the model would be the introduction of nominal rigidities and adjustment costs in the analytical framework. These could include both price and wage rigidities, which presumably would lead to more realistic dynamics in the model. Additionally, the possibility of introducing adjustment costs for capital/investment should also be investigated. Depending on the specification details, this could serve the standard purpose of moderating excessive fluctuations in investment or could be used to model more complex phenomena that arise, for instance, in connection with the decisions of foreign direct investors.

One more technical level, a useful modification of the implementation framework would be to allow simulations starting from predefined initial conditions and reaching a particular steady state, if feasible. This depends on the model characteristics (saddle path property of the system of necessary conditions), as well as the availability of a suitable platform for implementation. In the latter respect, the Anderson-Moore (AIM) algorithm (Anderson, 2000) and the software tools implementing it[5] seem to be a promising direction to explore.

[5]See `http://www.federalreserve.gov/pubs/oss/oss4/aimindex.html` for an extensive list of references and codes related to the AIM algorithm.

References

Anderson, Gary S. 2000. "A Reliable and Computationally Efficient Algorithm for Imposing the Saddle Point Property in Dynamic Models." Available online at `http://www.federalreserve.gov/pubs/oss/oss4/papers/reliable.pdf`

Blanchard, Olivier Jean, and Charles M. Kahn. 1980. "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations." *Econometrica*, vol. 48, No. 5, 1305-1312.

Blessing, Jochen. 2007. "The Bulgarian Economy on its way to the EMU: Economic Policy Results from a Small-scale Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework." BNB Discussion Paper 60/2007.

Bodart, Vincent, Grégory de Walque, Olivier Pierrard, Henri R. Sneessens and Raf Wouters. 2006. "Nominal wage rigidities in a new Keynesian model with frictional unemployment." National Bank of Belgium Working paper research No. 97, October 2006.

Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Charles Evans. 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *The Journal of Political Economy*, vol. 113, No. 1, 1-45.

Erceg, Christopher J., Dale W. Henderson and Andrew T. Levin. 2003. "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts." *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, 281-313.

Natalucci, Fabio M., and Federico Ravenna. 2002. "The Road to Adopting the Euro: Monetary Policy and Exchange Rate Regimes in EU Candidate Countries." *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers*, No. 741.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff. 1994. "The Intertemporal Approach to the Current Account." *NBER Working Paper Series*, Working paper No. 4893.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff. 1995. "Exchange Rate Dynamics Redux." *The Journal of Political Economy*, vol. 103, No. 3, 624-660.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff. 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.

Schmitt-Grohé, Stephanie, and Martín Uribe. 2003. "Closing small open economy models." *Journal of International Economics*, vol. 61, 163-185.

Valev, Hristo. 2006. "General Equilibrium View on the Trade Balance Dynamics in Bulgaria." BNB Discussion Paper 52/2006.

Appendices

Appendix 1 – figures and tables

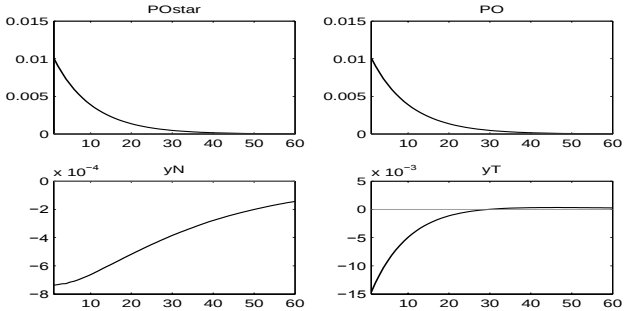


Figure 1: Impulse responses to a shock in energy prices for P_O^*, P_O, y_N and y_T.

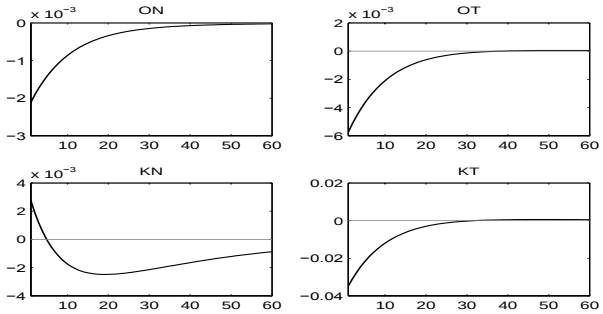


Figure 2: Impulse responses to a shock in energy prices for O_N, O_T, K_N and K_T.

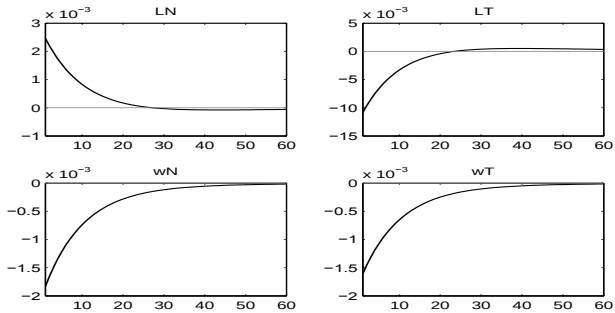


Figure 3: Impulse responses to a shock in energy prices for L_N, L_T, W_N and W_T.

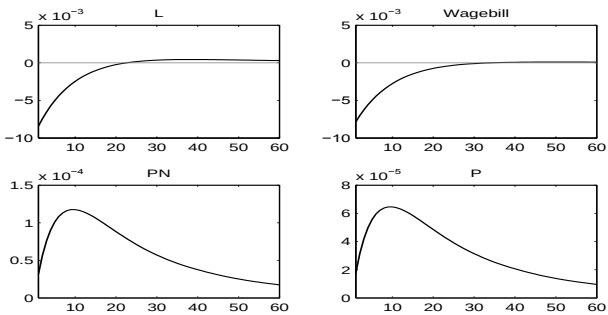


Figure 4: Impulse responses to a shock in energy prices for L, WB, P_N and P.

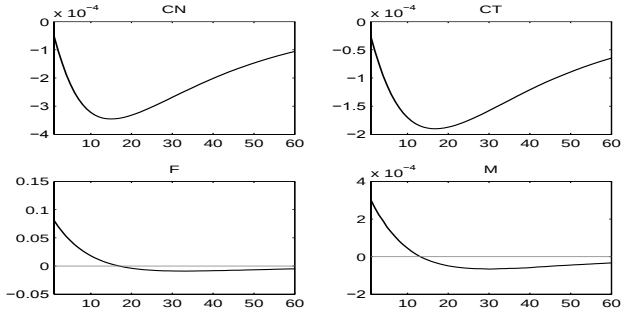


Figure 5: Impulse responses to a shock in energy prices for C_N, C_T, F and M.

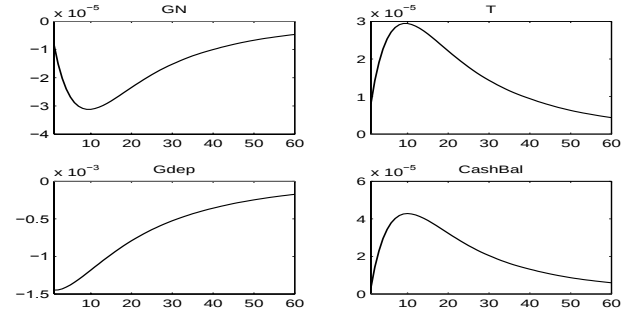


Figure 6: Impulse responses to a shock in energy prices for G_N, T, Γ and CB.

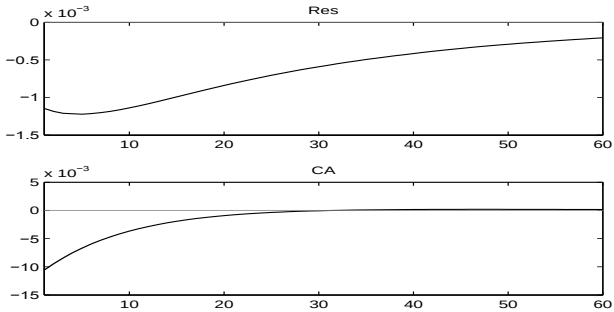


Figure 7: Impulse responses to a shock in energy prices for $P_T F^*$ and CA.

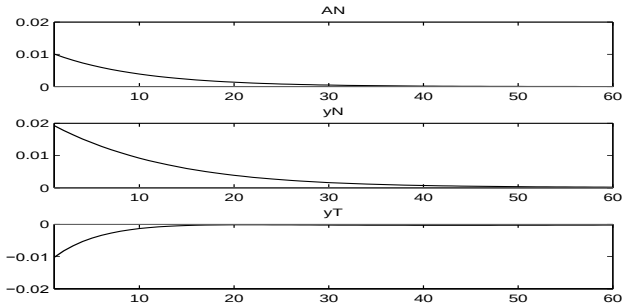


Figure 8: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for A_N, y_N and y_T.

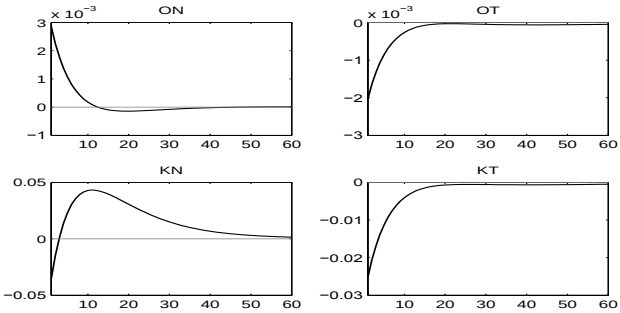


Figure 9: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for O_N, O_T, K_N and K_T.

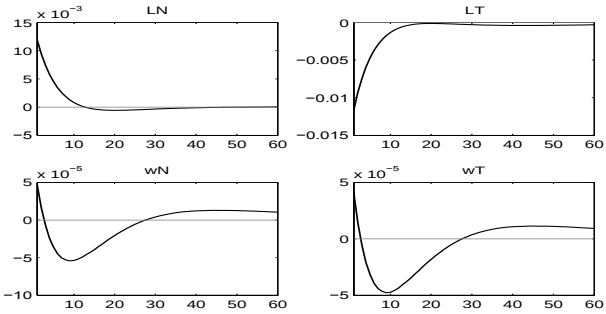


Figure 10: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for L_N, L_T, W_N and W_T.

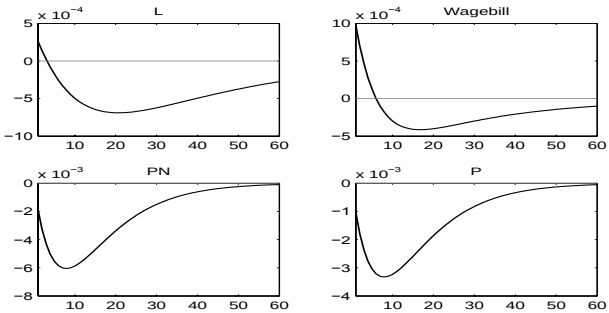


Figure 11: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for L, WB, P_N and P.

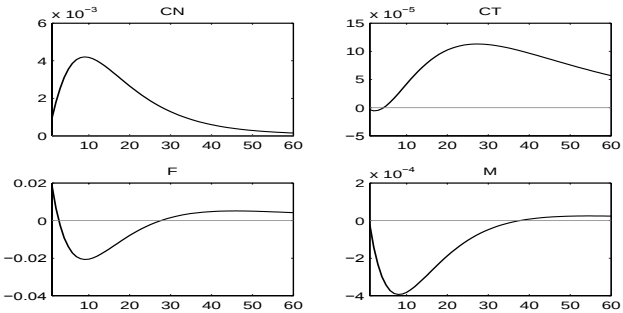


Figure 12: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for C_N, C_T, F and M.

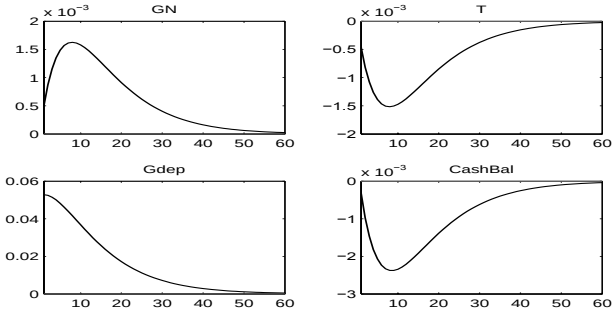


Figure 13: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for G_N, T, Γ and CB.

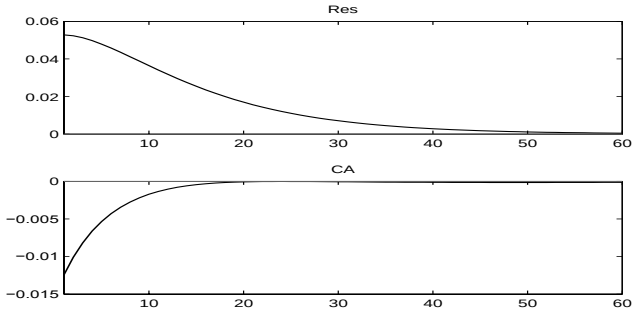


Figure 14: Impulse responses to a shock in non-tradable sector productivity for $P_T F^*$ and CA.

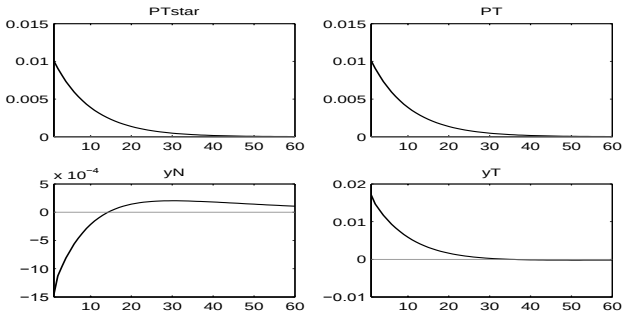


Figure 15: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for P_T^*, P_T, y_N and y_T.

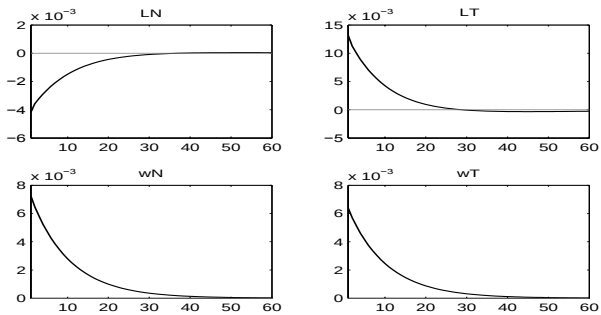


Figure 16: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for L_N, L_T, W_N and W_T.

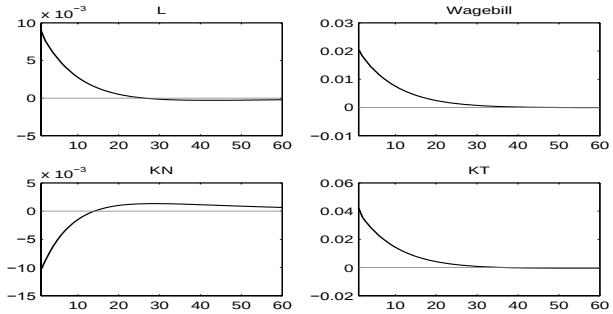


Figure 17: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for L, WB, K_N and K_T.

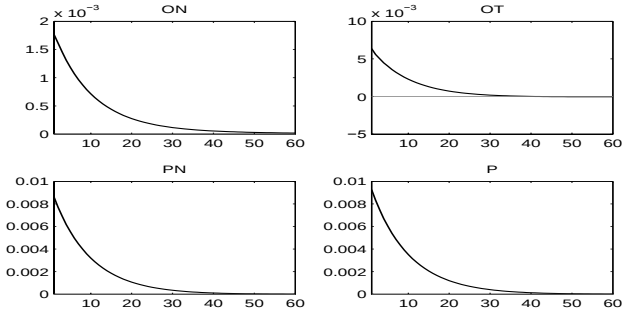


Figure 18: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for O_N, O_T, P_N and P.

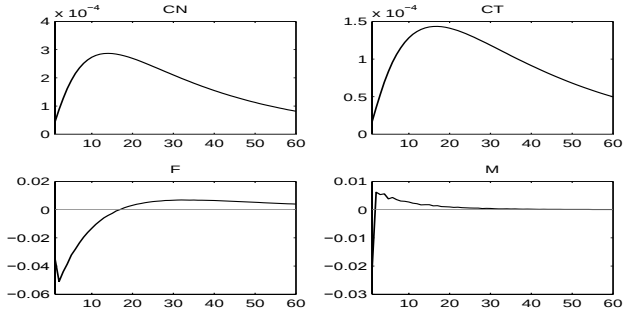


Figure 19: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for C_N, C_T, F and M.

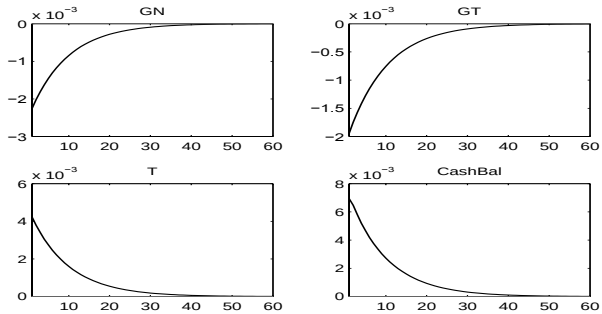


Figure 20: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for G_N, G_T, T and CB.

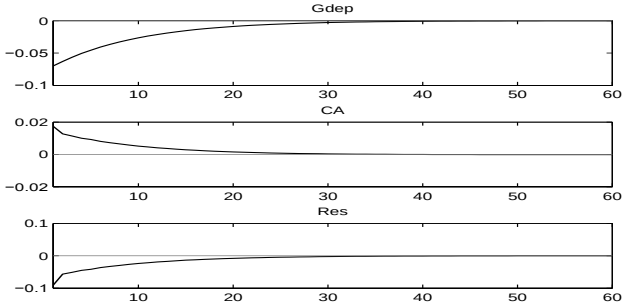


Figure 21: Impulse responses to a shock in tradable goods prices for Γ, CA and $P_T F^*$.

Parameter	**Interpretation**	**Value**
α_T	Production function coefficient (labour, tradable sector)	0.52
α_N	Production function coefficient (labour, non-tradable sector)	0.44
β	Intertemporal discount factor (household)	0.98
β_T	Production function coefficient (capital, tradable sector)	0.28
β_N	Production function coefficient (capital, non-tradable sector)	0.36
b_T	Habit formation parameter (tradable goods consumption)	0.5
b_N	Habit formation parameter (non-tradable goods consumption)	0.6
χ	Real money balances preference parameter	0.0007
δ	Intertemporal discount factor (government)	0.99
δ_{KT}	Depreciation (tradable sector)	0.09
δ_{KN}	Depreciation (non-tradable sector)	0.07
ϵ	Relative risk aversion coefficient (real money)	2
η	Disutility of taxes parameter	5.6
γ	Tradable goods preference parameter (household)	0.45
κ	Disutility of labour parameter	0.1
λ	Labour aggregation technology coefficient	2
l^*_{PO}	Steady-state level of energy prices	1
l^*_{PT}	Steady-state level of tradable goods prices	1
ν	Ratio of government expenditures to production	0.16
ψ	Risk premium weight	0.0005
ρ_E	Autoregressive coefficient (exchange rate)	0.9
$\bar{F}$	Perceived equilibrium asset position	0
ρ_T	Autoregressive coefficient (tradable sector productivity)	0.9
ρ_N	Autoregressive coefficient (non-tradable sector productivity)	0.9
ρ_{PO}	Autoregressive coefficient (energy prices)	0.9
ρ_{PT}	Autoregressive coefficient (tradable goods prices)	0.9
$\varkappa$	Tradable goods preference parameter (government)	0.5
i^*	International interest rate	$1/\beta - 1$
r^*	Interest rate on foreign reserves	$1/\delta - 1$
E_L	Steady-state level of exchange rate	1

Table 1: Calibrated values of model parameters

Variable	**Value**
Household consumption	49.1%
Investment	31.1%
Government expenditures	20.0%
Capital	391.4%
Wagebill	60.9%
Profit	8.0%
Government deposit	11.9%
Money	8.8%
Tax revenues	19.8%
Current account	0.0%
Budget balance	0.0%

Table 2: Key characteristics of the steady state (in % of GDP)

Appendix 2 – notes on the solution of the system of equations for the steady state

The notations for the steady-state values of the different variables are the same as in section 3, with the obvious omission of the time indices t. Define

$$B_N := \frac{1-\beta b_N}{1-b_N}, \quad B_T := \frac{1-\beta b_T}{1-b_T}.$$

We obtain

$$\Delta_N = \frac{B_N}{C_N}, \quad \Delta_T = \frac{B_T}{C_T}.$$

The system of equations for the steady state, derived on the basis of the dynamic equations in section 3 and the respective constraints in the different problems, has the form:

$$\frac{(1-\gamma)B_N}{C_N P_N} = \frac{\gamma B_T}{C_T P_T}, \tag{A.1}$$

$$\beta\left(1 + i^*\psi\left[e^{\tilde{F}-F} - 1 - Fe^{\tilde{F}-F}\right]\right) = 1, \tag{A.2}$$

$$\left(\frac{M}{P}\right)^{\varepsilon} = \frac{\beta\chi}{(1-\beta)\gamma B_T P} P_T C_T, \tag{A.3}$$

$$\kappa\lambda(L_T + L_N) = \gamma(\lambda - 1)\frac{B_T}{C_T P_T} W_T, \tag{A.4}$$

$$\kappa(L_T + L_N) = \gamma\alpha_N \frac{B_T}{C_T P_T} W_N, \tag{A.5}$$

$$\bar{i}FP_T + W_T L_T + W_N L_N - P_T C_T - P_N C_N + \Pi_N + Pi_T - PT = 0, \tag{A.6}$$

where $\bar{i} = i^* + \psi\left[e^{\tilde{F}-F} - 1\right]$,

$$Z = 0, \tag{A.7}$$

(A.8) $$\alpha_N A_N P_N L_N^{\alpha_N - 1} K_N^{\beta_N} O_N^{1-\alpha_N-\beta_N} = W_N,$$

or, equivalently,

(A.8′) $$\alpha_N P_N y_N = W_N L_N,$$

(A.9) $$(1-\alpha_N-\beta_N) A_N P_N L_N^{\alpha_N} K_N^{\beta_N} O_N^{-\alpha_N-\beta_N} = P_O,$$

or, equivalently,

(A.9′) $$(1-\alpha_N-\beta_N) P_N y_N = P_O O_N,$$

(A.10) $$\beta \left[\beta_N A_N L_N^{\alpha_N} K_N^{\beta_N - 1} O_N^{1-\alpha_N-\beta_N} + (1-\delta_{KN})\right] = 1,$$

or, equivalently,

(A.10′) $$\beta_N y_N = (\beta^{-1} - 1 + \delta_{KN}) K_N,$$

(A.11) $$I_N = \delta_{KN} K_N,$$

(A.12) $$\alpha_T A_T P_T L_T^{\alpha_T - 1} K_T^{\beta_T} O_T^{1-\alpha_T-\beta_T} = W_T,$$

or, equivalently,

(A.12′) $$\alpha_T P_T y_T = W_T L_T,$$

(A.13) $$(1-\alpha_T-\beta_T) A_T P_T L_T^{\alpha_T} K_T^{\beta_T} O_T^{-\alpha_T-\beta_T} = P_O,$$

or, equivalently,

$$(1-\alpha_T-\beta_T)P_T y_T = P_O O_T, \tag{A.13$'$}$$

$$\beta\left[\beta_T A_T L_T^{\alpha_T} K_T^{\beta_T-1} O_T^{1-\alpha_T-\beta_T} + (1-\delta_{KT})\right] = 1, \tag{A.14}$$

or, equivalently,

$$\beta_T y_T = (\beta^{-1} - 1 + \delta_{KT})K_T, \tag{A.14$'$}$$

$$I_T = \delta_{KT} K_T, \tag{A.15}$$

$$\delta(1+r^*) = 1, \tag{A.16}$$

$$\eta\frac{T}{P} = \frac{\varkappa}{P_T G_T}, \tag{A.17}$$

$$\eta\frac{T}{P} = \frac{1-\varkappa}{P_N G_N}, \tag{A.18}$$

$$r^*(\Gamma + M) + PT - P_T G_T - P_N G_N = 0, \tag{A.19}$$

$$I_N + C_N + G_N = y_N. \tag{A.20}$$

We start the process of solving the system by numerically computing the value of F from equation (A.2). From this point on there are several ways of reducing the system algebraically. The approach we describe below was chosen on the basis of the fact that it does not lead to expressions

featuring ratios of small numbers. We found that in alternative reduction schemes, where fractions involving small numbers are present, the precision of the numerical computations is greatly reduced.

To implement the present reduction scheme, we divide (A.4) by (A.5) to obtain

$$W_N = \frac{\lambda - 1}{\lambda \alpha_N} W_T \tag{A.21}$$

(cf. Natalucci and Ravenna (2002), p.9, equations (21), (22) and their implications).

Let us raise (A.12′), (A.13′) and (A.14′) to the power α_T, $1 - \alpha_T - \beta_T$ and β_T, respectively, and multiply them. We get

$$\begin{aligned} W_T = \Bigg\{ & A_T (\alpha_T P_T)^{\alpha_T} \left[\frac{(1 - \alpha_T - \beta_T) P_T}{P_O} \right]^{1 - \alpha_T - \beta_T} \times \\ & \times \left[\frac{\beta_T}{\beta^{-1} - 1 + \delta_{KT}} \right]^{\beta_T} \Bigg\}^{\frac{1}{\alpha_T}}. \end{aligned} \tag{A.22}$$

Now (A.21) yields a formula for W_N.

Similarly, multiplying (A.8′), (A.9′) and (A.10′), raised to the power α_N, $1 - \alpha_N - \beta_N$ and β_N, respectively, we obtain a formula for P_N:

$$\begin{aligned} P_N^{1-\beta_N} = & \frac{1}{A_N} \left(\frac{W_N}{\alpha_N} \right)^{\alpha_N} \left(\frac{P_O}{1 - \alpha_N - \beta_N} \right)^{1 - \alpha_N - \beta_N} \times \\ & \times \left(\frac{\beta^{-1} - 1 + \delta_{KN}}{\beta_N} \right)^{\beta_N}. \end{aligned} \tag{A.23}$$

Equations (A.20), (A.11) and (A.10′) yield

$$C_N + G_N = (1 - \mu_N) y_N, \tag{A.24}$$

where $\mu_N = \beta_N \delta_{KN} / (\beta^{-1} - 1 + \delta_{KN})$.

Let us write condition (53) in the form

$$P_N y_N + P_T y_T = \frac{P_N G_N}{(1 - \varkappa)\nu}. \tag{A.25}$$

Since we have

$$\begin{aligned} \Pi_N + W_N L_N &= P_N y_N (\alpha_N + \beta_N - \mu_N), \\ \Pi_T + W_T L_T &= P_T y_T (\alpha_T + \beta_T - \mu_T), \end{aligned}$$

where $\mu_T = \beta_T \delta_{KT}/(\beta^{-1} - 1 + \delta_{KT})$, equation (A.6) is transformed to

(A.26) $\bar{i}FP_T + P_N y_N(\alpha_N + \beta_N - \mu_N) + P_T y_T(\alpha_T + \beta_T - \mu_T) = VC_N + PT,$

where

$$V = \left(1 + \frac{\gamma B_T}{(1-\gamma)B_N}\right) P_N.$$

Next, rewrite equation (A.18) as

$$TG_N = W,$$

where

$$W = \frac{(1-\varkappa)P}{\eta P_N}.$$

Finally, taking into account (A.8′) and (A.12′), which provide expressions for L_N and L_T, equation (A.5) becomes

$$\frac{\lambda\alpha_N^2}{\lambda - 1} P_N y_N + \alpha_T P_T y_T = \frac{W_T}{C_N} U, \tag{A.27}$$

where

$$U = \frac{\alpha_N(1 - \gamma B_N W_N)}{\kappa P_N}.$$

If we denote

$$P_N y_N = n, \quad P_T y_T = t,$$

the system (A.24), (A.25), (A.26) and (A.27) in the unknowns n, t, C_N, G_N can be written as

$$\begin{cases} n = \frac{P_N}{1-\mu_N}(C_N + G_N), \\ n + t = \frac{P_N}{(1-\varkappa)\nu} G_N, \\ \bar{i}FP_T + (\alpha_N + \beta_N - \mu_N)n + (\alpha_T + \beta_T - \mu_T)t = \\ \qquad = VC_N + \frac{PW}{G_N}, \\ \frac{\lambda\alpha_N^2}{\lambda-1} n + \alpha_T t = \frac{W_T}{C_N} U. \end{cases} \tag{A.28}$$

We can sequentially express n, t and C_N from the first three equations of the system (A.28) and substitute them in the last equation. Then we numerically solve for G_N from this last equation and use it to substitute back in the previous formulae and recover the rest of the steady-state values. All numerical computations were carried out using the built-in solvers available in MATLAB®.

DP/70/2008

Empirical Analysis of Inflation Persistence and Price Dynamics in Bulgaria

Zornitsa Vladova, Svilen Pachedjiev

Abstract. The motivation of this paper stems from the extensive research on inflation persistence in euro area countries and the scant evidence on inflation inertia in Bulgaria. Persistence of inflation in Bulgaria can have implications for meeting the Maastricht criterion on inflation and its studying is also important for other reasons such as for forecasting purposes. We document the statistical properties of inflation in Bulgaria by producing persistence estimates for the headline HICP inflation, three measures of core inflation and the inflation of the main HICP subcomponents. The empirical analysis of persistence is based on the sum of autoregressive coefficients derived from unit root tests over the 1998–2007 period. The tests are applied to both constant-mean and de-trended inflation series measured as quarter-on-quarter rate of change and year-on-year rate of change at quarterly frequency. The results on persistence are discussed in the context of inflation persistence in the euro area and the new member states. We also analyse price dynamics in Bulgaria at representative products level over the 2000–2007 period and compare our conclusions with the evidence for euro area countries.

Резюме. Изготвянето на статията е мотивирано с широкия кръг на изследвания за устойчивостта на инфлацията в страните от еврозоната и силно ограничения до момента емпиричен анализ на тази тема в случая на България. Изследването на устойчивостта на инфлацията в България е важно от гледна точка на изпълнението на Маастрихтския критерий за ценова стабилност, както и поради други причини като прогнозирането на инфлацията. В статията са изследвани статистическите характеристики на инфлацията в България, като са направени оценки за устойчивостта на общата инфлация по ХИПЦ, на три индикатора за базисната инфлация и на инфлацията при основните групи стоки и услуги от ХИПЦ. Емпиричният анализ е базиран на сумата на авторегресионните коефициенти, извлечени от тестове за единичен корен за периода от 1998 г. до 2007 г. Тестовете са приложени при допускане за константна дългосрочна средна стойност на инфлацията и при изключване на тренда от темпа на инфлацията, която от своя страна е представена на верижна база и на годишна база по тримесечия. Получените резултати са анализирани в контекста на оценките за устойчивост на инфлацията в еврозоната и новите страни – членки на ЕС. В статията е анализирана и динамиката на цените в България на ниво представителни стоки и услуги в потребителската кошница за периода от 2000 г. до 2007 г., като резултатите са сравнени с емпиричните данни за страните от еврозоната

Contents

1. Introduction .....

2. Definition of inflation persistence, standard methodological approach and implications for measuring persistence in Bulgaria .....

2.1. Definition of inflation persistence .....

2.2. Standard methodological approach .....

2.3. Characteristics of measuring inflation persistence in Bulgaria .....

3. Presentation of inflation data and estimates of univariate autoregressive models .....

3.1. Data description .....

3.2. Persistence estimates for quarter-on-quarter inflation .....

3.3. Persistence estimates for year-on-year inflation rates at quarterly frequency .....

4. Inflation persistence in Bulgaria in the context of persistence in the euro area and the other NMS .....

5. Analysis of price dynamics in Bulgaria .....

6. Conclusions .....

Appendices .....

References .....

Zornitsa Vladova, Bulgarian National Bank, Economic Research and Projections Directorate, Vladova.Z@bnbank.org

Svilen Pachedjiev, Bulgarian National Bank, Economic Research and Projections Directorate, Pachedjiev.S@bnbank.org

1. Introduction

The main challenge Bulgaria faces on the road to euro adoption is the fulfillment of the Maastricht criterion on inflation. The achievement of the degree of nominal convergence related to price stability which is required for entering into the third phase of the Economic and Monetary Union raises various issues about the sources of inflation dynamics in Bulgaria. In recent years considerable attention has focused on the various factors driving inflation such as administered prices and excise tax rates adjustments, import prices, the Balassa – Samuelson effect, etc. However, empirical research on the nature or the behaviour of the inflation process itself, including a relative assessment of the similarities and differences between inflation in Bulgaria, the euro area and the other new member states (NMS) has not been undertaken so far.

One of the important characteristics of inflation which has been extensively analyzed for euro area countries is inflation persistence, that is the tendency of inflation to revert back slowly towards its long-run value following a shock which has moved it away from this long-run value. The analysis of inflation persistence for the euro area was conducted within a large-scale research project of the Eurosystem entitled *Inflation Persistence Network* which was implemented during the period of 2003–2005. The motivation for the project was derived from the crucial implications of inflation persistence for considering lags in the transmission of monetary policy, for possible country-specific effects of the common monetary policy and for the observed inflation differentials across euro area countries.

Assessing the degree of inflation persistence is of no less significance in the case of Bulgaria. Franta, Saxa and Šmídková (2007), among the few exploring persistence in some of the NMS along with that in the euro area, argue that a possible high level of national persistence could imply difficulties in meeting the Maastricht inflation requirement and eventual problems in sustaining convergence with the inflation rates of the other euro area members after euro adoption. Evaluation of the extent of inflation persistence in Bulgaria is important for a number of other reasons such as its relevance for forecasting purposes as well. To the best of our knowledge, however, the study of inflation inertia in Bulgaria on a comparable basis with the euro area (and the other NMS) has been limited so far. The present paper aims to fill this gap in the literature by documenting the statistical properties of the inflation process in Bulgaria and producing estimates of inflation persistence. This will constitute a useful initial step in the gathering of information on inflation inertia and in providing some preliminary evidence on this characteristic of inflation dynamics in Bulgaria.

The analysis of inflation persistence is carried out along the main directions of research conducted under the Inflation Persistence Network (IPN) for euro area countries with a view to enabling international comparison of the results. IPN has two general fields of research: macrolevel analysis and micro-level analysis.

The first field of research focuses on macroeconomic time series and evaluates the degree of inflation persistence at the euro area, country and sectoral level. This area of research is primarily concerned with obtaining purely statistical (time-series) or structural (multivariate) estimates of inflation persistence. The statistical form of estimates is based on univariate (autoregressive) models of inflation. These models are used to answer the question whether inflation is a random walk process (that is, a strongly dependent time series displaying permanent effects of shocks and thus returning only very slowly to its long-run value after a shock) or whether inflation is not persistent. Unlike univariate models where the sources of inflation inertia cannot be identified but only overall inflation dynamics properties are assessed, multivariate models enable the specifying of inflation persistence sources on the basis of structural parameters mainly within the framework of the New Keynesian Phillips curve.

Notwithstanding the undoubted power of structural models for policy analysis , univariate models have so far remained the predominant approach in the persistence literature due to their advantages of producing concise results across countries. In addition, when univariate models are carried out at a lower level of aggregation (across subindices), they can help investigate where the persistence properties of headline inflation come from. For this reason and as a starting point in inflation persistence analysis for Bulgaria, we decide to utilize the approach of statistical (time-series) estimates to measuring persistence and apply that approach at both the aggregate and the disaggregate level (i.e. for the main HICP subcomponents according to Eurostat classification). The main measure of inflation inertia we estimate is the "sum of autoregressive coefficients" which is by far the most widely used in inflation persistence studies. In estimating persistence, we also take into consideration one of the major findings of the IPN literature that results from univariate models are strongly dependent on the assumption of the mean of inflation which in the context of such models is seen as representing its equilibrium or long-run level. IPN results convincingly show that once changes in the mean of inflation are controlled for (either by introducing a break/breaks in the mean or by allowing for a time-varying mean), there is only moderate inertia in the quarter-on-quarter inflation in euro area countries. In our estimates of inflation persistence, we work with both

quarter-on-quarter inflation and annual inflation rates at quarterly frequency due to the importance of annual inflation for the Maastricht criterion. Our initial hypothesis is that a changing mean assumption might be a better representation of most of the inflation variables in Bulgaria than a constant mean- or a breaks-in-the-mean assumption. This is motivated by the fact that as a country undergoing a process of economic transformation, catching-up growth and real income and price convergence, Bulgaria is characterized by salient trends in various macroeconomic variables, including converging inflation rates.

The second field of research within the IPN project framework comprises analysis of microlevel data for consumer and producer prices. This analysis is based respectively on the individual price records used for the construction of the consumer price index and the individual information underlying the producer price index (PPI). One of the objectives of this second area of research is to provide quantitative evidence on price stickiness practices because possible price rigidity has implications for inflation dynamics and inflation inertia. This field of the IPN also includes firm-level surveys aimed at identifying key characteristics and determinants of the price setting behavior of firms. A study of micro consumer and producer data in Bulgaria which is also further extended by firm-level factors underlying price changes will certainly have the merit of disentangling some of the important factors driving inflation processes in our country. As such microlevel data and surveys are still not available, however, in this paper we analyze consumer price changes at the most disaggregate level possible (average monthly prices of representative products) and compare these results with those for the euro area. At this preliminary stage of analysis of price stickiness, producer prices are not included due to the lack of harmonization of the Bulgarian PPI with the respective indices of EU countries.

The rest of the paper is structured as follows. In Section 2 we provide definition of inflation persistence and methodological details on the approach used to produce the results. Section 3 gives an overview of the data variables and reports the results on inflation persistence. Section 4 discusses the estimates of inflation persistence in Bulgaria in the context of the IPN evidence. It also reports additional results on inflation persistence in Bulgaria, the euro area and the other NMS following a common methodological approach for all countries. Section 5 presents an analysis of price dynamics at representative products level based on average monthly prices for the country over the 2000–2007 period and discusses them in the context of IPN results. Section 6 summarizes the conclusions.

2. Definition of inflation persistence, standard methodological approach and implications for measuring persistence in Bulgaria

2.1. Definition of inflation persistence

The IPN project adopts the following definition of inflation persistence: "the tendency of inflation to converge slowly (or sluggishly) towards its long-run value following a shock which has led inflation away from its long-run value" (Altissimo, Ehrmann and Smets, 2006). In less formal terms, persistence of inflation refers to the length of time it takes inflation to return to equilibrium (baseline) after an unexpected change (Willis, 2003). As outlined in the extensive IPN literature, two major issues emerge with respect to this definition of inflation persistence: 1) the relatively low speed of inflation adjustment to a shock and 2) the assumption about the long-run equilibrium level or path inflation converges to following a shock or in other words, the assumption about the particular pattern for the baseline of inflation.[1]

In the context of the New Keynesian Phillips curve, the prevailing theoretical framework and specification for empirical analysis of inflation, there are three main sources of inflation inertia. The first one is *intrinsic* persistence which originates in past inflation and more specifically in the mechanisms of price- and wage-setting that are applying a backward-looking indexation rule. The second one is the so-called *extrinsic* persistence which stems from inertia in the drivers of inflation, e.g. from the persistent processes determining the output gap. The third one is the *expectations-based* persistence and it refers to the imperfect information available to private agents because of which their behavior necessarily involves learning and is not based on rational expectations capable of speeding up agents' responses to shocks hitting the economy.

2.2. Standard methodological approach

Two main approaches are employed for modeling inflation inertia in the literature. The first or classical approach, labeled as reduced-form Phillips curve, pursues to investigate the autocorrelation properties of inflation based on simple univariate autoregressive (AR) models. The primary focus of this approach is the question whether inflation possesses a unit root. In case it is

[1]The definition practically implies that the degree of inflation persistence shows the speed at which inflation responds to a shock. The faster the return to the equilibrium (long-run) level, the less persistent the inflation process is and *vice versa*.

found that the inflation time series follows a random walk, it is described as highly persistent because shocks have permanent effects on it and therefore the inflation process itself has no tendency to return to a long-run path. The second approach, structural multivariate estimates, deals with explicitly modeling the various components driving inflation persistence (intrinsic, extrinsic and expectations-based). With a view to measuring the general degree of inflation persistence in Bulgaria and making preliminary conclusions about the statistical properties of the inflation process itself, we adopt the classical approach and estimate univariate inflation models. Further and more extensive research in the vein of structural models for inflation in Bulgaria goes beyond the scope of the present paper.

The standard univariate AR process for representation of inflation series takes the following form (Andrews and Chen, 1994; Batini, 2002; O'Reilly and Whelan, 2004; Levin and Piger, 2004; Hondroyiannis and Lazaretou, 2004; Marques, 2004):

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{K} \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{1}$$

where y_t is the relevant inflation series at time t (usually measured as quarter-on-quarter inflation, seasonally adjusted or not seasonally adjusted) and ε_t is a random disturbance term (shock) with no serial autocorrelation but with possible heteroscedastic properties.

In terms of measuring inflation persistence or the autocorrelation properties of inflation series, equation (1) is usually presented with the following equivalent form:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{K-1} \delta_j \Delta y_{t-j} + (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

where expression (2) has the following transformations of the variables given by (1):

$$\rho = \sum_{j=1}^{K} \beta_j \tag{3}$$

$$\delta_j = -\sum_{i=1+j}^{K} \beta_i \tag{4}$$

The parameter of interest with respect to the persistence of inflation is ρ which basically represents the sum of the autoregressive coefficients (SARC) in (1), thus indicating the serial correlation in the data. The crucial point about the SARC (the parameter of persistence) lies in the fact that it provides

important information regarding the degree of persistence of shocks to the inflation series and in this way it measures the sluggishness (or the speed) at which the inflation process responds to shocks. As Andrews and Chen (1994) put it in their influential paper, the long-run persistence properties of a time series are displayed by their impulse response function, with the latter being directly related to the SARC. Marques (2004) provides a detailed explanation of various other statistics used in the literature to measure inflation persistence. These statistics include the "spectrum at zero frequency", the "half-life" indicator and the "largest autoregressive root". Marques argues that the SARC is the best measure of inflation persistence. In fact, the SARC is also the most frequently employed measure for quantifying inflation inertia. For that reason, it is also the main measure of inflation persistence used in this paper.

As is well known, when $\rho=1$ the inflation series has a unit root (it is a random walk). The series is considered strongly dependent (highly persistent) because it is highly autocorrelated with its own lags and the contribution of temporary shocks is permanently built in it. Hence, the speed of the response to a given shock is very low and the series is incapable of going back to its equilibrium or long-run path.[2] It is thus straightforward to see that with a high persistence of inflation, in inflationary periods high inflation rates will be accompanied by high inflation in future periods, while in periods of low inflation highly persistent series will lead to falling inflation rate in the future. If $|\rho| < 1$, the inflation series is broadly characterized as stationary and as not strongly persistent because it returns back to its mean.

Even though expression (2) is nothing more than the familiar Augmented Dickey-Fuller (ADF) test which is used here to determine whether a time series is stationary or a unit root process, practical estimation of (2) and arriving at the precise degree of persistence for a given series is compounded by two types of difficulties. The first type stems from purely statistical (econometric) reasons, whereas the second is related to the definition of persistence and its actual implementation based on estimation of an equation such as that given by (2). Taking into account these difficulties, automatic application of the ADF test is generally considered as giving only naive estimates of persistence and is usually provided only as reference against more robust results. The various statistical and theoretical issues, which also

[2]In statistical terms, processes containing a unit root are represented by a flat sample autocorrelation function, with the impact of shocks to the series being permanent. In contrast, correlations in I(0) processes decline to zero at an exponential rate, implying the fact that all shocks have only a short-term effect on the given process.

have important implications for assessing persistence in Bulgaria, are well documented in the econometrics literature and the IPN studies for euro area countries. They will be briefly discussed below along with the possible solutions identified to overcome them and the relevant implications for Bulgaria.

The statistical problems associated with calculation of expression (2) are related to two main issues. The first one arises in the case when the autoregressive process has a unit root (i.e. when the persistence parameter $\rho = 1$) or when ρ is close to one. As Andrews (1993) explains, when ρ is large (close to or equal to unity), the estimate of ρ obtained from an ordinary least-squares (OLS) estimation of (2) has a downward bias (that is, it is generally lower than the true value and this is more so when estimation is done for a small sample of time series). The most common solutions established in the literature to correct for this downward bias include using exactly median-unbiased estimates of ρ as suggested by Andrews and Chen (1994) or the so-called Hansen's grid bootstrap procedure which also estimates median-unbiased ρ (Hansen, 1999). In practical terms, however, when simple OLS-estimates do happen to indicate relatively high persistence (usually when $\rho>0.7$ or $\rho>0.75$, see e.g. Gadzinski and Orlandi, 2004 and Lünnemann and Mathä, 2004), the above-mentioned procedures for overcoming the problem with the downward bias do not actually solve it; rather they only provide exact confirmation of the statistical information produced by the OLS estimation. In addition, Hansen's grid bootstrap procedure is rather computationally intensive. We finally make the important note that indeed, while the null (unit root) hypothesis of an ADF test as displayed by expression (2) is a point hypothesis, the alternative is an interval of parameter values. Therefore, any reference about the value of ρ derived indirectly from estimation of (2) with the ADF test only provides a general idea of the stationarity/nonstationarity of the respective series and as such should not be interpreted as the exact measure of inflation's persistence.

The second statistical issue refers to the choice of the autoregressive lag order K in (1) and hence of the lag order K-1 in expression (2). As we know, the lagged values of the dependent variable in (2) remove the serial correlation in the residuals. The choice of lag length is usually determined according to the Akaike (AIC) or Schwarz (BIC) information criteria. Many empirical IPN papers restrict the maximum lag order to 4 or 5 because of the usual quarterly periodicity of the data. Considering the fact that the number of lags used influences the point estimate of ρ and that different information criteria determine differing lag lengths, we conclude that the point estimates of ρ will become very sensitive to the number of lags utilized. Accordingly, it

may be more useful to consider both an ADF test based on automatic selection of lag length (e.g. according to AIC or BIC) and a Phillips-Perron (PP) test. Thus, estimation of (2) may be done with and without lagged differenced terms of the dependent variable.

When expression (2) is estimated with lagged differenced terms, it becomes a simple ADF test equation applied to a given inflation time series *(y_t)* where *K-1* can be automatically selected, e.g. according to BIC (max length=5) and the variable of interest to estimate indirectly is ρ.

Estimating (2) without lagged values of differenced inflation, we obtain

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

which represents a PP test applied to the given inflation time series (y_t), for example employing the default options of EViews for spectral estimation method and bandwidth. Under expression (5) the main variable of interest is again ρ. We note that expression (5) does not follow directly from (2) and that in fact (5) is a modified version of (1) when the lag order *K* is set equal to 1. In that case (1) represents an AR(1) process and consequently, *p* is a measure of the lag one autocorrelation of the given inflation process or the AR(1) coefficient. The AR(1) coefficient is another measure of inflation persistence used in the literature (Altissimo, Mojon and Zaffaroni, 2004; Benczúr and Rátfai, 2005).

The second group of problems when gauging inflation persistence from equations such as (2) and (5) is that these equations/tests rely on the assumption of time-invariant coefficients. The assumption of constant coefficients may not be robust to occurrence of structural changes in the mean of inflation (i.e. its long-run value implied by the constant α) or to possible changes in the persistence itself (i.e. when there are changes in the autocorrelation properties of the inflation series over time concerning either the persistence parameter ρ or the other autoregressive parameters). From a research point of view based on the definition of persistence (as given in the beginning of the section) and the objective of obtaining estimates of the degree of persistence especially over long time periods as is the case of most IPN studies, this group of problems is probably more important than the statistical issues. The most often applied procedure to ensuring the robustness of results is allowing for changes in the mean of inflation and testing the stability of the persistence parameter ρ and the overall stability of the other autoregressive coefficients.

The predominant approach for considering possible changes in the long-run mean of inflation is to account for structural break(s) especially in case of

a change in the monetary policy regime or of other significant events which bring about permanent changes in the mean of inflation, e.g. VAT changes, administered prices adjustments, changes in the measurement of the consumer price index, etc. Statistically, in justifying the need to control for a break or breaks in the mean so as not to obtain overestimated estimates of inflation persistence, most authors draw on Perron (1989). Usually, the econometric techniques to identify structural breaks in the mean of inflation include classical hypothesis tests for breaks in the intercept both when the breakpoint date is known or presumed and when search over all potential breakpoints is made. Less often, Bayesian methods are employed. One of the main conclusions in the IPN literature regarding the treatment of structural changes in the long-run level of inflation is that estimates of inflation persistence become relatively lower when such changes are controlled for (e.g. Levin and Piger, 2004, Gadzinski and Orlandi, 2004, Lünnemann and Mathä, 2004, Corvoisier and Mojon, 2005, Cecchettti and Debelle, 2005). Testing for the presence of structural breaks in the mean of inflation series and allowing for such breaks in equations (2) and (5) is obviously not possible if these equations are estimated with the ADF and PP tests as the latter are automatically run in statistical software packages. To be able to control for a change or changes in the intercept in these equations, most researchers usually do not apply unit root tests directly. The most common approach adopted is to estimate (2) directly with OLS but not based on the ADF test. This allows extension of the equations with permanent shift dummy variables once formal tests prove the existence of such breaks in the given inflation series.

In perhaps one of the most influential IPN papers, Marques (2004) departs from the common approach of controlling for changes in the mean of inflation once structural break or breaks are identified. Arguing that "any estimate of persistence is conditional on the given assumption for the long-run equilibrium level of inflation", he stresses that the key point in assessing the persistence of inflation is actually the persistence of the deviation of inflation from its mean. In his opinion, models assuming an exogenous time-varying long-run mean of inflation are much more plausible than those including one or more breaks in the intercept especially when constant inflation mean or discrete shifts in the mean cannot be assumed for the economic development of a country. For this reason, he suggests that the general autoregressive model in (1) should refer to the demeaned (detrended) inflation series. Consequently, equations (2) and (5) should have as the dependent variable not differenced inflation but the differenced deviation of inflation from a possibly time-varying mean (proxied by filter-based trend components, moving-average methods or simple time trends). In

line with the studies obtaining low estimates of persistence when allowing for structural breaks in the mean of inflation, Marques also shows that persistence could be substantially lower under the assumption of a time-varying inflation mean.

Concerning the issue of changes in inflation persistence over time, the standard methods in the literature include: 1) splitting the sample into shorter periods of time and testing hypothesis about changes in the persistence parameter ρ; and 2) implementing rolling regressions in which calculations are done over sequences of short rolling samples.[3]

In sum, the standard methodological approach for assessing inflation persistence is based on univariate (AR) models of inflation with OLS estimation of the sum of autoregressive coefficients. Several critical issues need to be addressed in such models:

- the likely presence of downward bias in the persistence parameter when the latter is unity or close to unity;

- the appropriate choice of lag length;

- the need to avoid overestimation of persistence by allowing for changes in the mean of inflation (either by controlling for structural breaks or by considering a time-varying mean);

- the possible change of persistence over time especially over long time periods.

2.3. Characteristics of measuring inflation persistence in Bulgaria

In the practical measurement of inflation persistence for Bulgaria, we produce preliminary results based on OLS estimation by the ADF and PP tests of equations (2) and (5). For robustness of our results, we follow Marques's approach of assuming a time-varying mean of inflation rather than testing for possible structural breaks in the inflation series on the basis of the following arguments.

First, we have a relatively short sample (1998:q1 – 2007:q4) with no changes in the policy regime after the implementation of the currency board

[3]The method of rolling regressions is applied by O'Reilly and Whelan (2004), Gadzinski and Orlandi (2004), Hondroyiannis and Lazaretou (2004) and Pivetta and Reis (2006). As Hondroyiannis and Lazaretou (2004) point out, rolling regressions are another way of assessing the impact of possible structural breaks in the persistence parameter and in the autoregressive coefficients in an expression such as (2). In rolling regressions, the coefficients are estimated for a certain period of fixed-length which is then sequentially shortened and further extended forward, thus enabling to draw conclusions about the stability of parameter estimates.

arrangement. Even though there have been significant price adjustments over this period (especially concerning administered prices and excise tax rates) accompanied by possible shifts in the level of inflation series, controlling for all possible breaks is virtually hindered by the finite sample we have. To address the issue of structural break or breaks in the series, we decide to work with inflation series excluding administered prices (both at the aggregate and at the disaggregate level).

Second, the transformation period after the adoption of the currency board has been characterized by stabilization of inflation rates following the high inflationary period of 1997 and subsequent process of catching-up growth and price level convergence. In essence, these processes imply that an assumption of a time-varying mean, possibly medium- rather than long-term, is more appropriate for Bulgarian inflation series.

Third, according to a study exploring inflation persistence in few of the NMS (Franta, Saxa and Šmídková, 2007) time-varying mean models should be a preferred option for inflation persistence measurement in these countries. Even though that study employs structural rather than univariate autoregressive models, we make use of its final conclusion that inflation persistence in transition (NMS) countries should necessarily be assessed under a time-varying mean assumption.

On account of the relatively short inflation time series, we consider the issue of possible variation in persistence (e.g time-variant values of ρ) less relevant and do not investigate it empirically at this stage of analysis. In fact, our short time period precludes us from employing some of the standard methods for evaluating inflation's statistical persistence over time as discussed in Section 1.2.

Consequently, as we do not need additional flexibility in assessing the time variance of the coefficients in (2) and (5) or in allowing for structural breaks in the intercept in them, we can apply the standard ADF and PP tests for these equations. The persistence parameter of inflation can be derived indirectly from the results of the two unit root tests.

It should be noted that the use of ADF and PP tests based respectively on expressions (2) and (5) with a time-varying mean actually implies testing the persistence of the demeaned (de-trended) inflation series. In practical terms, this amounts to applying the two unit root tests without an intercept as shown below:

$$\Delta z_t = \sum_{j=1}^{K-1} \delta_j \Delta z_{t-j} + (\rho - 1) z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

where (6) represents a modification of (2) with the following two changes: y_t (the inflation series of interest) is replaced by z_t (the series of the deviations of inflation y_t from its time-varying mean μ_t, i.e. $z_t = y_t - \mu_t$); the intercept α in (2) has been removed.

$$\Delta z_t = (\rho - 1) z_{t-1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

where as with (6), equation (7) is a modification of (5) with the following changes: y_t is replaced by z_t (the series of the deviations of inflation y_t from its time-varying mean μ_t); the intercept α in (5) has been removed.

3. Presentation of inflation data and estimates of univariate autoregressive models

3.1. Data description

The most common type of inflation rate employed in the literature to assess inflation persistence is the quarter-on-quarter inflation. We also use quarterly data of the consumer price index for Bulgaria (CPI/HICP). Our timespan covers the period 1998:q1 – 2007:q4. At the aggregate level, we work with the overall index of consumer prices (CPI/HICP) and as proxies for core inflation we use three alternative indicators: HICP excluding administered prices and tobacco (HICPXADT), HICP excluding energy and unprocessed food (HICPXEUN) and HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco (HICPXEFADT). Additionally, we investigate the persistence properties of the overall inflation of administered prices and tobacco (ADT). At the disaggregate (sectoral) level we work with HICP energy excluding administered prices (HICPEN), HICP processed food excluding tobacco (HICPFPR), HICP unprocessed food (HICPFU), HICP non-energy industrial goods excluding administered prices (HICPIG) and HICP services excluding administered prices (HICPSERV).[4] To get an idea about the persistence of the underlying or core inflation in the services sector, we construct an additional subindex of services which excludes administered prices, catering and transport services (HICPSERVXADCT).[5]

[4]This decomposition of the consumer price index corresponds to the Eurostat classification which presents in a comparable manner the major components of the HICP for the euro area and the EU countries. For the purposes of this paper and with a view to disentangling the effects of adjustments in administered prices and excise tax rates, we exclude administered prices and tobacco products from the main HICP components according to the Eurostat classification.

[5]Constructing such a measure of core services inflation, we aim to exclude the impact of administratively set prices (e.g. heat energy, refuse collection, sewerage collection, postal services, hospital services, etc.) and the impact of those components of services which are directly linked to the volatile food and crude oil prices.

Quarterly inflation rates are calculated following the standard way as the annualized quarter-on-quarter rate of change of the respective consumer price index.[6] As there is no established treatment of the issue of seasonality when inflation persistence is evaluated, we work with both non-seasonalized inflation rates and seasonally-adjusted rates.[7]

Due to the importance of assessing inflation persistence of year-on-year inflation rates, we also calculate annual inflation rates based on the respective quarterly indices.[8]

Figure 1 in the Appendix presents the annualized quarterly inflation rates (not seasonally-adjusted). We observe that the predominant part of inflation series have a mean-reverting behaviour, hence no substantial persistence is present in them.

Our initial expectations about trending (time-varying mean) inflation rates are confirmed for the series excluding the most volatile components of the HICP. These are processed food, non-energy industrial goods, services excluding administered prices, catering and transport and respectively core HICP inflation (excluding energy, food, administered prices and tobacco). We note that for these series an assumption about a constant mean over the whole period is not plausible.

More specifically, processed food quarterly inflation shows an upward trend over the last three years (from 2005 to 2007). Similarly, a clear acceleration of inflation has been evident for non-energy industrial goods excluding administered prices since 2004. For services quarterly inflation the period until the middle of 2002 is a period of disinflation and this might be reflecting the macrostabilization of the economy following the introduction of the currency board. The period from 2003 to 2004 is not characterized by any changes in the mean of inflation for the two groups of services. From the beginning of 2005, however, different patterns are observed. While services (HICPSERV) inflation rate starts accelerating on account of the catering and transport services, services inflation excluding these components speeds up less significantly. Accordingly, the core HICP inflation (excluding energy, food, administered prices and tobacco) follows the general trends of non-energy industrial goods and services inflation, showing acceleration since the beginning of 2005.

---

[6]The following standard transformation is applied: $\pi_t = 400*ln(Pt/ Pt-1)$, where Pt is the respective consumer price index at the aggregate and disaggregate (sectoral) level, 2005=100.

[7]Inflation rates are deseasonalized with Census X12-procedure implemented in EViews, using additive adjustment.

[8]Persistence in yearly inflation is not analyzed for the euro area and the other NMS countries and thus our results are not comparable.

It is worthwhile noting that the all conclusions made above based on visual inspection of the quarterly inflation series refer to inflation which contains seasonal variation. Deseasonalized series may be expected to exhibit a higher and/or different degree of persistence than the non-seasonally adjusted ones.

Practical estimation of inflation persistence is carried out in two steps. Initially, we estimate (2) and (5) at the aggregate and disaggregate level under the hypothesis that mean inflation is constant throughout the whole period (both for the non-seasonally adjusted and the seasonally-adjusted series). These estimations serve as reference for the second stage of analysis which considers mean inflation as a time-varying process (equations 6 and 7). Comparison of the results from the two stages allows evaluation of the impact of a changing mean of inflation on persistence estimates.

To define the time-variant mean level of inflation, we apply Hodrick-Prescott (HP) filter and do not resort to other statistical techniques for extracting the underlying trend of a series such as moving average methods and time trends. It is assumed that the use of moving-average methods (e.g. 13 terms centered moving average) provides a rather flexible mean level (long-run trend) of inflation and this may erroneously result in an underestimated degree of persistence (Marques, 2004). On the other hand, the use of time trends is not applicable since such trends are not present in a clear-cut way in the data of quarterly inflation series over the whole period.

Figure 2 in the Appendix, displaying year-on-year inflation rates, shows that a time-variant mean inflation should also be the primary assumption in gauging the persistence of these inflation series. Hence, our main results for the year-on-year inflation rates will be derived from (6) and (7) too. Again, as for the quarter-on-quarter inflation rates, we employ the HP filter-based trend component as a proxy for the time-varying mean of inflation.

3.2. Persistence estimates for quarter-on-quarter inflation

In this part we report the results on the persistence of quarterly inflation based on the ADF and PP unit root tests as specified in equations (2), (5), (6) and (7). First, we perform estimation of the persistence of quarterly inflation for the aggregate consumer price index (CPI/HICP) and then empirically examine the persistence properties of the more disaggregate groupings of the index.

Tables 1 and 2 in the Appendix show the values of ρ inferred indirectly from the two unit root tests, respectively for the non-seasonally adjusted and

the seasonally adjusted quarterly inflation rates. Table 1 displays the estimates of persistence obtained for the non-seasonally adjusted inflation rates based on the assumption of a constant mean (i.e. equations 2 and 5). As can be seen, at the aggregate level the two tests reject the null hypothesis of non-stationarity in all cases at the 1 per cent level. In addition, since the persistence parameter ρ does not exceed 0.35 we can conclude that a potential downward bias on the obtained estimates is not a particular problem. These results point to an overall low level of inflation inertia. It is noteworthy that all three measures of core inflation appear to be relatively more persistent than headline inflation, with HICPXEFADT, comprising services and non-energy industrial goods excluding administered prices, having the highest degree of persistence (ρ=0.35). This can be explained by the fact that HICPXEFADT excludes the most volatile components such as energy and unprocessed food and consequently its inflation rate becomes comparatively more inertial. Administered prices and tobacco (ADT) inflation also seems to lack persistence which might be due to the relative volatility of this series (ρ=0.07). The exclusion of ADT from HICPXEFADT is another factor for the higher relative persistence of HICPXEFADT.

At the sectoral level, HICP energy and HICP unprocessed food are the least persistent inflation series as they display no positive serial correlation. Turning to the other HICP subcomponents, we find that the unit root hypothesis is rejected for all but one subgroups (according to the ADF test), while the PP test rejects unit root processes for all cases. According to the PP test, processed food, non-energy industrial goods and both services inflation series have a relatively small persistence parameter varying between 0.4 and 0.55. The ADF test does not reject the unit root hypothesis at the conventional significance levels for non-energy industrial goods inflation series and for this variable the BIC criterion selects 5 lags, indicating the presence of significant correlation in the series.

Running the ADF and PP tests for the detrended quarterly inflation rates, we obtain considerably lower persistence estimates at both the aggregate and disaggregate level than from the constant mean estimates (Table 1A). This finding is expected considering the already observed varying trending pattern in some of the quarterly inflation variables (processed food, non-energy industrial goods, services, services excluding catering and transport ones and the core HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco). An intuitive way to evaluate the impact of the changing mean of inflation on persistence estimates is to compare persistence parameters for the two cases: constant mean and time-varying mean (cf. Table 1 and Table 1A). Unsurprisingly, the biggest downward impact is observed for the inflation rates of industrial goods and services and for the core inflation

variables associated with them (HICP excluding energy and unprocessed food – HICPXEUN and HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco – HICPXEFADT).

As expected, with seasonally-adjusted inflation rates, persistence estimates are somewhat higher than those for non-deseasonalized data because the volatility (variability) arising from seasonal variation has been removed (Table 2 and Table 2A). Nevertheless, the constant mean assumption estimates show that the null non-stationarity hypothesis can be rejected for all but one inflation series. Again, non-energy industrial goods inflation exhibits the highest level of persistence, with ρ reaching 0.7 and in that case, the two tests fail to reject the null hypothesis. In the case of processed food, both tests appear to provide weak statistical evidence against the random walk hypothesis as the latter is rejected at the 10 per cent level. Our hypothesis is that the constant mean assumption underlying the results for these two series might not be a good representation of the trending behaviour observed in them.

As Table 2A shows, all deseasonalized and de-trended inflation series are characterized by a low degree of inflation persistence which does not exceed 0.44. Thus, not only do we have strong evidence against high persistence in all inflation series, but we are also aware that a possible under-estimation of the persistence is not an issue. Persistence estimates produced by the ADF and the PP test are identical as for all indices a lag length of one quarter (i.e. $K=1$) is the predominant outcome. In Table 3 we compare the estimates of ρ obtained following the time-invariant and time-varying mean approaches.

Table 3. Comparison of inflation persistence estimates
Constant mean (CM) vs. time-varying mean (TVM) assumption
Annualized quarter-on-quarter inflation rates, seasonally adjusted
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Inflation variable	ρ		difference
aggregate level	CM	TVM	ρ(CM)-ρ(TVM)
CPI/HICP	**0.24**	**0.13**	0.11
HICPXADT	**0.36**	**0.18**	0.18
HICPXEUN	**0.52**	**0.40**	0.12
HICPXEFADT	**0.47**	**0.21**	0.26
ADT	**0.07**	**-0.14**	0.21
disaggregate level			
HICPEN	**-0.03**	**-0.06**	0.03
HICPFPR	**0.62**	**0.40**	0.22
HICPFU	**0.01**	**-0.17**	0.18
HICPIG	0.74	**0.44**	0.30
HICPSERV	**0.66**	**0.15**	0.51
HICPSERVXADCT	**0.67**	**0.14**	0.53

Notes:
Inflation series are denoted as given on page 14.
They are seasonally-adjusted with Census-X12 procedure, using additive adjustment.
ADT (administered prices and tobacco) inflation is not seasonally adjusted.
The estimates of inflation persistence for ADT are the same as those obtained from the non seasonally-adjusted data.
The estimates of ρ are obtained indirectly from the coefficient on (ρ-1) produced with OLS from the ADF test.
Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1
See Table 1 and Table 2 in the Appendix for more details.

Services, non-energy industrial goods and the core HICPXEFADT inflation variable have the biggest downward impact on their inflation persistence once the latter is estimated for de-trended inflation series. This is an indirect evidence of the presence of a pronounced trending pattern in these inflation variables which should be taken into consideration when measuring their persistence. Figures 3 through 6 illustrate this point. HICP services and HICP services excluding catering and transport ones (HICPSERVXADCT) inflation variables share a downward trend until 2002 and a rather stable rate of change from 2003 to 2004; this corresponds to our preliminary observations in Section 2.1. Following 2004, however, HICP services inflation has an upward trend, whereas the growth pattern of HICPSERVXADCT is much less prominent. This shows that developments in overall services inflation (excluding administered prices) are primarily driven by catering and transport services. Some factors which may account for this are: 1) the larger share of

the two groups in the consumer basket since 2005 (with the introduction of the HICP methodology of compilation of the consumer price index); 2) the stronger impact of cost-push and structural factors underlying catering and transport services inflation (e.g. international oil prices hikes, weather conditions, more pronounced price level convergence concerning food prices and catering, etc.).

Figure 3

SERVICES EXCL. ADMINISTERED PRICES INFLATION

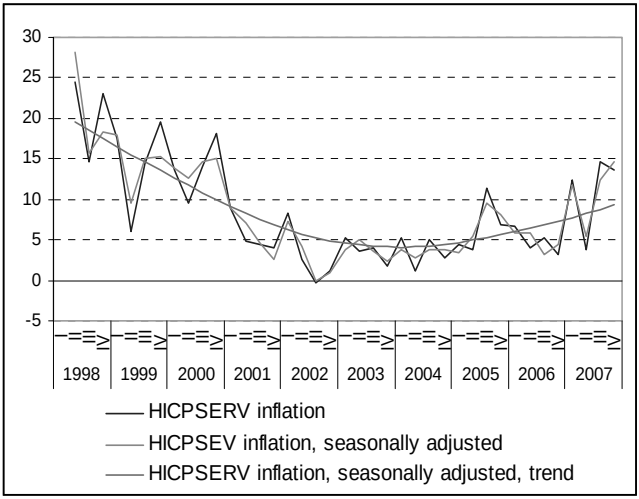


Figure 4

SERVICES EXCL. ADMINISTERED PRICES, CATERING AND TRANSPORT INFLATION

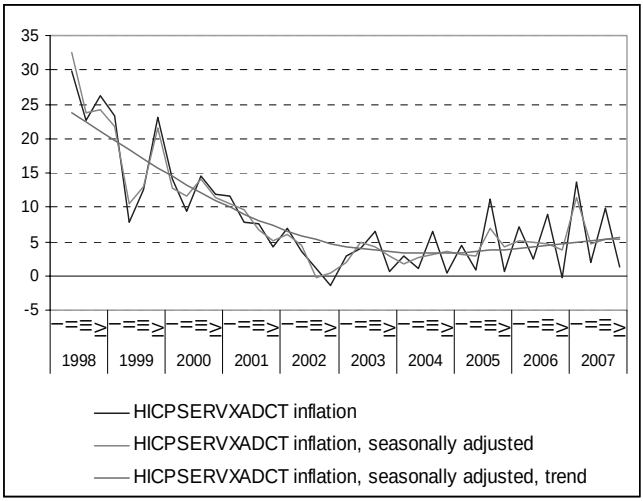


Figure 5

NON-ENERGY INDUSTRIAL GOODS EXCL. ADMINISTERED PRICES INFLATION

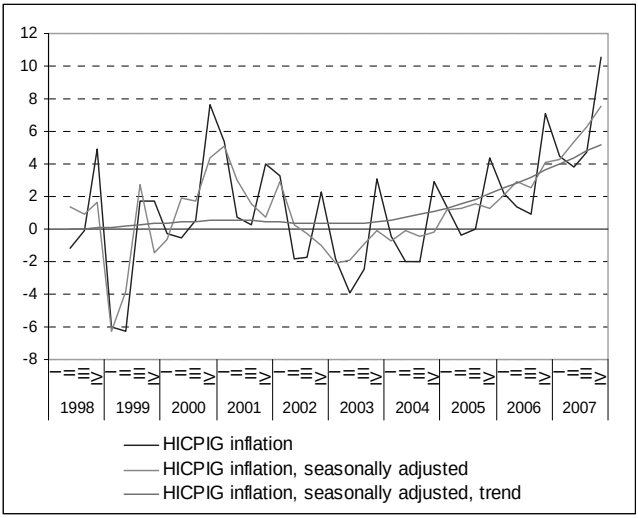
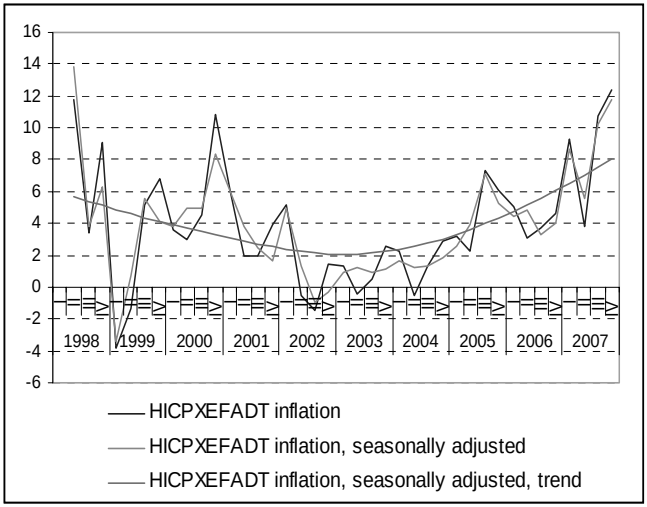


Figure 6

HICP EXCL. ENERGY, FOOD, ADMINISTERED PRICES AND TOBACCO INFLATION



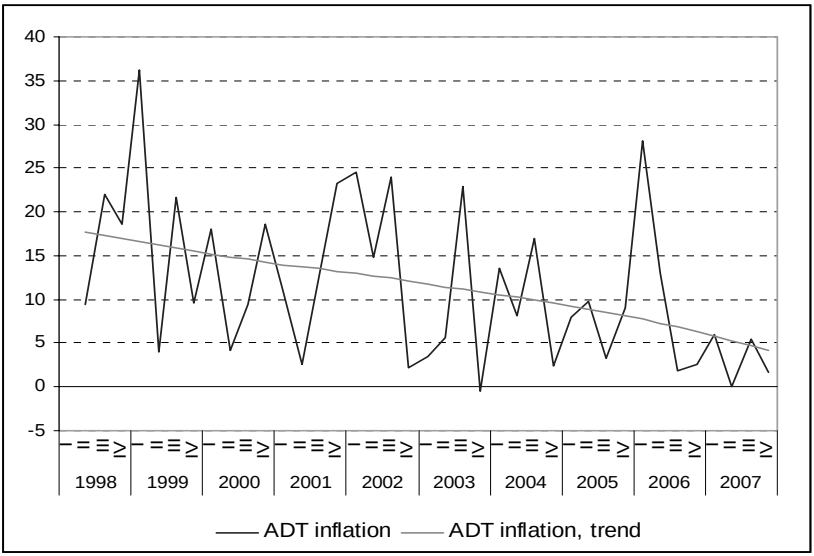
Similarly, non-energy industrial goods (HICPIG) inflation has also been accelerating since 2005, even though from much lower initial levels. Inflation developments in this group over the last 3 years may be explained by the increased consumer spending associated with rising real disposable incomes and the facilitated and cheaper access to various forms of consumer credits made available with the enhanced competition in the financial sector. Another factor that might explain the acceleration in non-energy industrial goods inflation is the gradual improvement in the quality of these products with the ongoing process of meeting EU standards. Driven by the observed inflation processes in services and non-energy industrial goods, core HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco (HICPXEFADT) inflation has largely followed them with a clear-cut upward trend since 2005.

Going back to Table 3 where we explicitly allow for the trending processes in the seasonally-adjusted inflation rates, we can summarize the following conclusions on inflation persistence in Bulgaria. At the aggregate level, headline CPI/HICP inflation is characterized by an overall low degree of persistence (ρ=0.13) mainly due to the negative serial correlation evident for unprocessed food inflation (ρ=-0.17) and to a lesser extent that for energy products inflation (ρ=-0.06). The inflation series with highest persistence are non-energy industrial goods and processed food, where ρ is respectively 0.44

and 0.40.[9] Administered prices and tobacco inflation (HICPADT) displays a very low level of persistence and under the time-varying approach it even displays negative correlation, thus contributing to reduction of the persistence of headline inflation. Another interesting observation is that HICPADT quarterly inflation is the only inflation series in Bulgaria with an overall declining trend over the 1998–2007 period (see Figure 7 below). This is an indication that the group of non-market determined prices is gradually becoming a factor with a decreasing impact on inflation in Bulgaria following the attainment of cost-recovery level for the major utilities comprising administered prices. Accordingly, all measures of core inflation exhibit higher persistence than headline inflation as the more volatile subcomponents of HICP reducing persistence (administered prices and tobacco, unprocessed food and energy products) are excluded from them. This finding is also confirmed by IPN conclusions which are discussed in more detail in Section 3.

Figure 7

HICP ADMINISTERED PRICES AND TOBACCO (ADT) INFLATION



[9]By statistical standards, however, non-energy industrial goods (HICPIG) and processed food (HICPFPR) inflation series are far from being highly persistent series because their persistence parameter is far below unity and is also below 0.75 (in which case doubts about a potential downward bias may arise).

3.3. Persistence estimates for year-on-year inflation rates at quarterly frequency

Persistence estimates for yearly inflation rates are presented in Table 4 and Table 4A in the Appendix. The results from both tests show that under the constant mean assumption, similarly to quarterly inflation rates, the least persistent are unprocessed food and energy series. According to the ADF test headline CPI/HICP and HICP excluding energy and unprocessed food inflation series are weakly persistent with ρ respectively 0.61 and 0.66. However, the PP test does not confirm this result. For all other series at both the aggregate and disaggregate level, the two unit root tests reveal a relatively high level of persistence because, as a general rule, ρ exceeds 0.7 and for many of the series the random walk hypothesis is not rejected. Non-energy industrial goods inflation and the core HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco (HICPXEFADT) inflation have with strongest dependence on past inflation.

As we have seen from Figure 2 in the Appendix, a typical feature of most of the yearly inflation series are the clear changes in their mean level over the estimated period. This fact may be one of the important factors in the failure of ADF and PP tests to reject the null non-stationarity hypothesis.[10] Indeed, conducting unit root tests for the de-trended year-on-year inflation rates reduces persistence estimates for all series based on statistical evidence against the random walk hypothesis at the conventional significance levels (cf. Table 4 and Table 4A). However, in comparison with quarterly inflation rates, the downward impact of the use of time-varying mean levels is much less evident. This finding points to higher persistence of year-on-year growth rates *vis-à-vis* quarter-on-quarter ones.

As with persistence estimates for quarterly inflation, unprocessed food and energy appear to be the least persistent series. We also note that non-energy industrial goods inflation is the only de-trended annual inflation series for which weak statistical evidence (at the 10per cent level) against the non-stationarity hypothesis is given by the two tests. For all other series, the ADF and PP tests reject the hypothesis at lower levels, thus providing stronger evidence against high persistence.

Non-energy industrial goods inflation exhibits not only a well-defined upward trend when measured both as quarterly inflation and as annual inflation at quarterly basis, but it also shows the highest degree of persistence

[10]Another reason for the failure of the ADF test to reject the random walk hypothesis is the small power of this test in short samples and our sample comprises no more than 34–35 observations.

of all inflation series. At this stage of the analysis and with the currently employed econometric techniques, it is difficult to distinguish whether industrial goods inflation is indeed a random walk process or a stationary process with persistence close to 1. It may also be that the short time series available compounds these difficulties additionally. One certain conclusion, however, is that when forecasting year-on-year inflation rates in Bulgaria following the disaggregate approach, two important findings should be taken into consideration: the upward trending behavior present in some of the series over the past few years (except administered prices and tobacco, and energy, see Figure 2 in the Appendix) and the higher persistence of yearly inflation series *vis-à-vis* quarterly ones.

4. Inflation persistence in Bulgaria in the context of persistence in the euro area and the other NMS

The main conclusions of the IPN research project concerning macrolevel univariate studies of inflation persistence (based on quarterly inflation series) can be summarized as follows (Altissimo, Ehrmann and Smets, 2006):

- Inflation persistence in euro area countries can be described as moderate; a crucial finding is that in measuring persistence it is important to take into consideration statistically significant breaks in the mean of inflation (especially when the time period is relatively long), to allow for a time-varying mean or to estimate persistence over shorter sample periods characterized by stable monetary policy regimes.

- Core inflation (described as non-energy non-food inflation) is found to display a higher level of persistence than overall inflation.

- On account of methodological differences between CPI and HICP related mainly to the requirement for inclusion of sales prices in the latter index, the level of persistence in HICP inflation is generally lower than that measured according to national practices.

- Inflation persistence estimates vary substantially across countries and sectors. Differences across countries are attributed to various country-specific factors driving inflation and its persistence (these factors cannot be identified with univariate models). Heterogeneity across sectors is more pronounced than that across countries. Unprocessed food and energy products are by far the least persistent inflation series, whereas non-energy industrial goods and services are comparatively more persistent.

- The persistence of headline inflation is generally higher than the average of the persistence of its subcomponents. This is the so-called aggregation effect which takes place when the more persistent series have a relatively large weight in the overall consumer price index.

- A substantial amount of empirical evidence concerning persistence of administered prices inflation is still insufficient due to the lack of a common methodology in compiling a harmonized index of such prices until recently. The scarce evidence available shows that inflation series excluding the impact of administered prices generally show only a smaller reduction in persistence compared with headline series.

The results of our empirical analysis, presented in Section 2, are broadly consistent with the IPN evidence on inflation persistence in euro area countries. In our analysis we made use of the need to control for changes in the mean of inflation by allowing for a time-varying mean in each inflation series. Even without employing the time-varying approach, however, we obtained an overall low level of quarterly inflation persistence, which was further reduced when the persistence of the demeaned inflation series was estimated. The finding about moderate inflation persistence is also supported by a study which investigates inflation persistence in few of the NMS (Franta, Saxa and Šmídková, 2007). Even though that study focuses on structural rather than univariate autoregressive models, it also reaches the conclusion that inflation persistence in the NMS is broadly comparable with that in euro area countries once time-varying mean models are employed.

In our empirical analysis we also confirmed the IPN conclusions regarding the higher persistence of core inflation and the pronounced heterogeneity of inflation persistence across sectors, including the relatively higher persistence of services and industrial goods compared to that of unprocessed food and energy products.

We did not consider important to analyze the differences between the inflation inertia of the HICP and the national CPI indices in Bulgaria and we have focused only on the HICP for the following reasons. First, full harmonization with the HICP methodology was implemented only in 2005 and thus differences between CPI and HICP inflation series are substantial only over a relatively short time period. Second, one of the main objectives of our empirical evaluation of inflation persistence in Bulgaria was to identify whether this persistence might have an impact on the fulfillment of the Maastricht criterion on inflation which is based on the HICP and not on the national CPI. Therefore, inflation persistence of other variables analysed in IPN studies such as national CPI and GDP deflator has not been explored in this paper.

We did not make a thorough analysis of the impact of aggregation effects on inflation persistence in Bulgaria as the level of data we were working with was not sufficiently disaggregate. We note that some of the IPN studies have analyzed inflation persistence using most disaggregate price indices (e.g. Lünnemann and Mathä, 2004; Altissimo, Mojon, Zaffaroni, 2004).

Nevertheless, based on our current estimates we can tentatively conclude that headline inflation persistence is largely affected by the persistence of industrial goods and services inflation as they make up a substantial part of the consumer basket.

Concerning administered prices, our conclusion is somewhat different from the IPN finding that inflation excluding non-market prices has a lower persistence than overall inflation. All our results, including quarterly and yearly inflation rates, show that the persistence of HICP excluding administered prices and tobacco (HICPXADT) inflation is higher than that of headline CPI/HICP inflation. Two important factors, which differentiate Bulgaria from euro area countries, may account for this apparent contradiction of results. First, there have been more frequent and substantial adjustments in administered prices in Bulgaria. This makes the administered prices and tobacco (ADT) inflation series in Bulgaria more volatile, and hence, less persistent, than that of euro area countries. Second, the different results might reflect the higher weight of administered prices in Bulgarian overall index which makes the impact of their exclusion on headline inflation persistence more pronounced.

To sum up, the empirical analysis of inflation persistence conducted for Bulgaria supports the main findings of the IPN network. Unfortunately, it is not straightforward to compare the degree of persistence of our inflation directly with the already obtained estimates for the euro area. Although such comparison is undoubtedly useful, it is obstructed by various differences such as estimation techniques and time periods covered. For example, as we have already noted, most IPN studies obtain their main persistence estimates when controlling for structural shifts in the mean level of inflation. This should have been an important consideration in these studies, accounting for the fact that estimation has been done over long time periods encompassing changes in the monetary policy regime. Obviously, such a consideration is less relevant for the period we estimate for Bulgaria which has not been characterized by one or two discrete shifts in the mean of inflation. Inflation dynamics has been driven not by one-off factors but by different overlapping processes such as the macroeconomic stabilization following the introduction of the currency board, the various and continuous adjustments in administered prices, the catching-up growth, etc. For this reason, in measuring persistence we have opted for controlling for the different trending pattern of each inflation variable. Consequently, we have not applied an OLS estimation which can flexibly handle introduction of various shift dummy variables. Our approach has been to use the automatic ADF and PP tests both for the constant mean estimations and for the time-varying ones (i.e. for the demeaned series). In addition, while some of the IPN studies have controlled for the seasonal variation in the data again by introducing dummy variables,

in our case we have applied seasonal adjustment procedures before running the unit root tests.

Based on the above arguments, we do not compare our results directly with any of the IPN ones (for a detailed overview of the latter, the reader can refer to Altissimo, Ehrmann and Smets, 2006, pp. 13–20). We decide to make additional estimates on inflation persistence in euro area countries and the other new EU member states based on the methodological approach we have applied for Bulgaria. More specifically, we estimate inflation persistence for annualized quarterly HICP inflation rates for all countries over the 1998–2007 period. The inflation series for all countries are deseasonalized with Census X-12 procedure, with additive adjustment. Then, with a view to adopting a unified approach regarding the mean of the inflation series for each country, we make the simplified assumption that inflation rates for all countries have had a time-varying mean and estimate equations (6) and (7) under this assumption. We obtain the time-varying mean of inflation for each country again by employing the HP filter to the deseasonalized series (the smoothing parameter is set to 1600). Persistence results, as measured by the parameter ρ obtained indirectly from the OLS estimation of the PP test (equation 7) are presented in Table 5.[11]

Table 5. Estimates of inflation peristence /time-varying mean/[1]
Annualized quarter-on-quarter HICP inflation rates, seasonally adjusted
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Equation (7) /PP unit root test, no intercept included/

euro area	ρ	*New Member States*	ρ
Belgium	**-0.27**	Bulgaria	**0.13**
Germany	**-0.15**	The Czech Republic	**0.34**
Ireland	**0.17**	Estonia	**0.22**
Greece	**-0.04**	Hungary	**0.30**
Spain	**-0.15**	Latvia	**0.51**
France	**-0.26**	Lithuania	**0.22**
Italy	**-0.36**	Poland	**0.50**
Luxemburg	**-0.13**	Romania	**0.37**
The Netherlands	**0.09**	Slovakia	**-0.03**
Austria	**0.08**		
Portugal	**0.11**		
Finland	**0.08**		
Slovenia	**0.06**		
Malta	**-0.02**		
Cyprus	**0.01**		

[11]Persistence estimates produced by the ADF unit root test are not qualitatively different from those obtained by the PP test as the automatic selection of lag length according to BIC is most often zero. In other words, in the ADF test we have had the case of AR(1) inflation processes.

It can be seen that inflation persistence in euro area countries is much lower than that observed in the NMS. One factor which may explain these differences is the monetary policy conducted by the ECB which anchors inflation expectations, thus reducing overall dependence on past inflation developments (Altissimo, Ehrmann and Smets, 2006). The variation in inflation persistence across euro area countries, however, points to the importance of other factors underlying inflation inertia as well (e.g. we have a difference of 0.53 between the lowest serial correlation in inflation observed for Italy, -0.36, and the highest, 0.17, respectively for Ireland).

It is noteworthy that the three most recent euro area members have had almost no persistence in their inflation rates over the estimated period. Similarly, Slovakia, the country which stands closest to meeting the Maastricht inflation requirement, has the lowest persistence estimate from all NMS (-0.03). Bulgaria is the second county within the NMS group with lowest inertia in inflation (0.13). This estimate for Bulgaria is below the estimates of persistence for Estonia (0.22), Lithuania (0.22), the Czech Republic (0.34), Romania (0.37), Poland (0.50) and Latvia (0.51). The univariate models we have employed to produce the results on inflation persistence do not allow us to disentangle the various sources of these differences in persistence. One can argue that the observed heterogeneity in the degree of inflation inertia across the NMS to a certain extent reflects the differences in the levels and variability of their inflation rates over the period. Other related factors that need to be considered are the differences in monetary policy regimes across the countries. We also note that for the Czech Republic where inflation targeting has been pursued over a relatively long period of time and the criterion on inflation has generally been met, a persistence estimate of 0.34 might have a different connotation from the estimate of 0.37 in Romania which has experienced longer periods of higher inflation.[12] Some of the variation in the persistence estimates across the NMS may also be due to certain differences in their HICP harmonization process which might have affected the methodological characteristics of their HICP measurement and respectively their inflation persistence. While we are unable to make a conclusive explanation of the differences in inflation persistence in the NMS, we can still conclude that Bulgaria is in a relatively good position in terms of inflation persistence both within the NMS group and the euro area countries.

[12]Inflation targeting has been the monetary policy regime in Romania too, though only over the last couple of years.

5. Analysis of price dynamics in Bulgaria

In this section we analyze price dynamics in Bulgaria using monthly data of representative goods prices given as averages for the whole country over the period 2000-2007. This data is further aggregated into the main HICP groupings under the Eurostat classification. The observed patterns of price adjustments are discussed in the context of the IPN micro evidence on the frequency and size of individual price changes in euro area countries over the period 1998-2004. It is worthwhile noting that the differences in the nature of the data (averages of individual prices in Bulgaria vs. individual prices in the euro area) do not allow making definite conclusions and only provide general idea of the respective price dynamics processes.

For Bulgaria, we use the monthly data of representative goods prices collected by the Bulgarian National Statistical Institute (NSI) to compute the Bulgarian Consumer Price Index (CPI) and the Harmonized Index of Consumer Prices (HICP). These are averages for the whole country of actually observed individual prices by the surveyors when they visit stores. For each month in the period 2000 – 2007 the NSI dataset comprises between 512 and 548 average prices of representative goods and services. We round the average prices of these products to hundredths to eliminate those changes which are less then one hundredth of the Bulgarian Lev.

The representative goods and services are divided in 3 main groups: food (processed and unprocessed), non-food industrial goods (energy and non-energy industrial goods) and services (catering services and others).

Then we calculate the share of prices which are changed each month as the number of product price changes (for a given product group or the overall consumer basket) divided by the total number of product prices. Below, we use the terms 'share of changed prices' and 'frequency of price changes' interchangeably. In addition, we also study the average size of price changes (respectively, the average size of price increases and of price decreases) observed in the data over the period under investigation.

The frequency and size of consumer price changes in Bulgarian data are then compared with the respective results obtained for the euro area. For the latter, we use the data summarized by Altissimo, Ehrmann and Smets (2006).[13]

Table 6 below presents an overview of the main characteristics of consumer price changes in Bulgaria and euro area countries. Table 7 provides additional information on the frequency of consumer price changes by product type for different countries in the euro area.

[13]For comparability of our results with those at euro area level, we do not exclude administered prices and tobacco from the total group of representative goods and services observed by the National Statistical Institute of Bulgaria.

Table 6

MAIN CHARACTERISTICS OF CONSUMER PRICE CHANGES IN BULGARIA AND THE EURO AREA (AVERAGE PER MONTH, %)

	Share of goods with increased prices	Share of goods with decreases prices	Share of goods with changed prices	Average size of price increases	Average size of price decreased	Average size of price increased (euro area)	Average size of price decreases (euro area)
Food	43	27	69	6	-6		
processed	35	18	53	2	-2	7	-8
unprocessed	52	38	90	8	-7	15	-16
Non-energy industrial goods	40	34	74	2	-1	9	-11
Energy	54	37	91	3	-2	3	-2
Services	35	12	48	6	-3	7	-9
services excl. catering	32	11	43	8	-4		
catering	45	16	61	2	-1		
Overall CPI/HICP	**40**	**26**	**66**	**4**	**-3**		
Euro area	***9***	***6***	***15***	***8***	***-10***		

Notes: The data for Bulgaria are based on monthly prices at representative products level. The data for the euro area are based on monthly individual price records (a more disaggregated level than the representative products level).

For Bulgaria, the table reports averages for the 2000-2007 period, while for the euro area the results refer to averages for the 1998-2004 period.

Unsurprisingly, prices in Bulgaria change much more frequently than in euro area countries. On average over the period, 66per cent of all prices (at representative products level) are changed each month in Bulgaria. In the euro area, the corresponding frequency of price adjustments is equal to 15per cent. The higher frequency of price changes in Bulgaria vis-?-vis the euro area is largely accounted for by the processes of catching-up growth and price level convergence the country has been undergoing.[14]

[14]Additional sources of price changes in Bulgaria, which differentiate the country from the euro area, include, for example, the much more frequent adjustments in administered prices.

Notwithstanding these differences, the observed pattern of price changes across product groups in Bulgaria is the same as in euro area countries. As shown in Tables 6 and 7, fuels and unprocessed food are the product groups with the most frequently changed prices each month both in Bulgaria and the euro area. On average over the period, 91per cent of all energy prices and 90per cent of all unprocessed food prices are changed each month in Bulgaria, whereas in the euro area the corresponding shares are 78per cent and 28per cent respectively. The main reason for the higher frequency of changes in energy and unprocessed food prices in comparison with the other product groups is their quick response to changes in input prices. It can also be seen that services prices represent by far the least frequently changed group of prices, with frequency of price changes of 48per cent in Bulgaria and 5.6per cent in the euro area. Not unexpectedly, in Bulgaria industrial goods are undergoing far more price changes than in the euro area where this group of products is characterized by much greater rigidities.

There is a substantial degree of heterogeneity across sectors between the shares of price increases and price decreases in all price changes. In Bulgaria price increases are much more common than price decreases for the services group and this is also typical for euro area countries (see Table 8). Decreases of prices in services are less then in the other groups due to their non-tradable nature, higher labour input share and possible downward nominal wage rigidity.[15] On the whole, in terms of the share of price increases in all price changes, similarities across product groups are much stronger than differences. In this respect, product characteristics appear more pronounced than country group differences.

The euro area and Bulgaria differ in the average size of price increases and price decreases. Surprisingly, a noticeable feature of price changes in Bulgaria is that the magnitude of these changes is smaller than that in the euro area (see Table 6). Except for energy products, the size of price decreases is much smaller for most product groups in Bulgaria. We note, however, that conclusive statements about the size of price changes cannot not be made because of the different nature of the data (averages of individual prices in Bulgaria vs. individual prices themselves in the euro area).

[15]For explanation of the factors underlying the lower frequency of price decreases in the services sector, see Altissimo, Ehrmann and Smets (2006).

Table 7

FREQUENCY OF CONSUMER PRICE CHANGES BY PRODUCT TYPE (AVERAGE PER MONTH,%)

	Unprocessed food	Processed food	Fuels goods	Industrial	Services	Total
Belgium	31.5	19.1	81.6	5.9	3.0	17.6
Germany	25.2	8.9	91.4	5.4	4.3	13.5
Spain	50.9	17.7	n.a.	6.1	4.6	13.3
France	24.7	20.3	76.9	18.0	7.4	20.9
Italy	19.3	9.4	61.6	5.8	4.6	10.0
Luxembourg	54.6	10.5	73.9	14.5	4.8	23.0
The Netherlands	30.8	17.3	72.6	14.2	7.9	16.2
Austria	37.5	15.5	72.3	8.4	7.1	15.4
Portugal	55.3	24.5	15.9	14.3	13.6	21.1
Finland	52.7	12.8	89.3	18.1	11.6	20.3
Euro area	**28.3**	**13.7**	**78.0**	**9.2**	**5.6**	**15.1**
Bulgaria	89.5	53.2	91.1	73.9	47.9	65.6

Table 8

SHARE OF PRICE INCREASES IN ALL PRICE CHANGES (AVERAGE PER MONTH,%)

	Unprocessed food	Processed food	Fuels goods	Industrial	Services	Total
Bulgaria	58	67	59	54	74	61
Euro area	**54**	**54**	**54**	**57**	**80**	**58**

In Figures 8 through 11 below we present price dynamics by product type in Bulgaria based on monthly data over the period from 2000 to 2007. In general, there is an overall tendency to fewer price changes or greater price stability until 2005. Since then, the share of changed prices (respectively the share of price increases) has been increasing. Price reductions have not been uncommon; however, since 2004 their share in overall price changes has been decreasing considerably. The increasing share of upward price adjustments since 2005 explains the higher inflation rate over the last years and can be clearly seen in the figures with price increases and price decreases. This tendency also helps explain the upward trending pattern in the inflation rates of some of the CPI/HICP components which was documented in Section 2.

Figure 12 displays that indeed there is some positive correlation between the overall CPI/HICP monthly inflation rate and the proportion of price increases relative to price decreases over the period 2000–2007. An alternative explanation of the link between inflation and the frequency of price adjustments is offered by Vermeulen et.al. (2007) who suggest that such a link might indicate the existence of state-dependent pricing or the impact of aggregate economic shocks (in this case, inflation) on the pricing behaviour of firms. We believe that because of the nature of price data for Bulgaria (at representative products level and not at individual price records level), the validity of such conclusion for our country needs to be confirmed by further analysis supported by more disaggregate data.

As it is confirmed for other EU countries, monthly frequencies of price changes exhibit clear seasonal patterns. As a whole, price changes are more likely to take place during the first quarter (especially in January) or after the summer period (especially in September) and are less frequent in the summer (see Table 9 in the Appendix).

Figure 8

OVERALL PRICE DYNAMICS, CPI/HICP

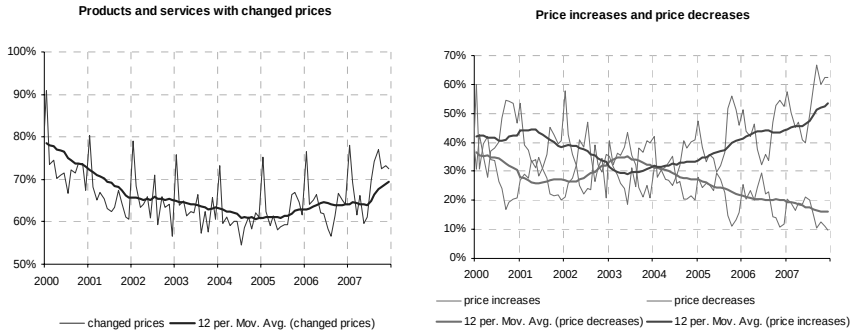


Figure 9

PRICE DYNAMICS OF NON-ENERGY INDUSTRIAL GOODS

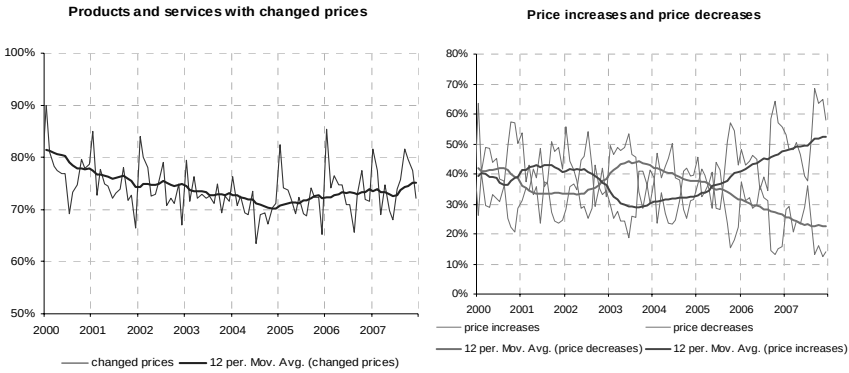


Figure 10

PRICE DYNAMICS OF SERVICES

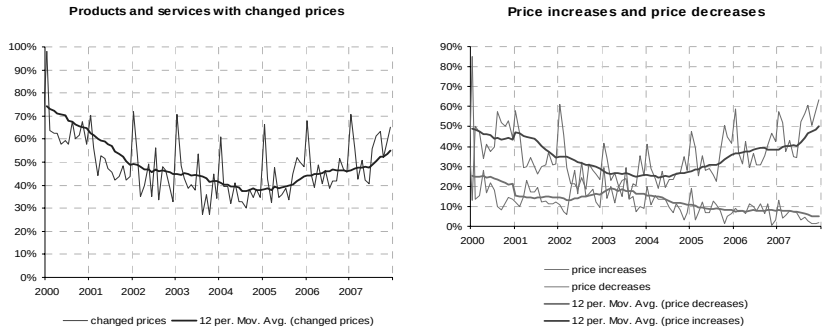


Figure 11

PRICE DYNAMICS OF FOOD PRODUCTS

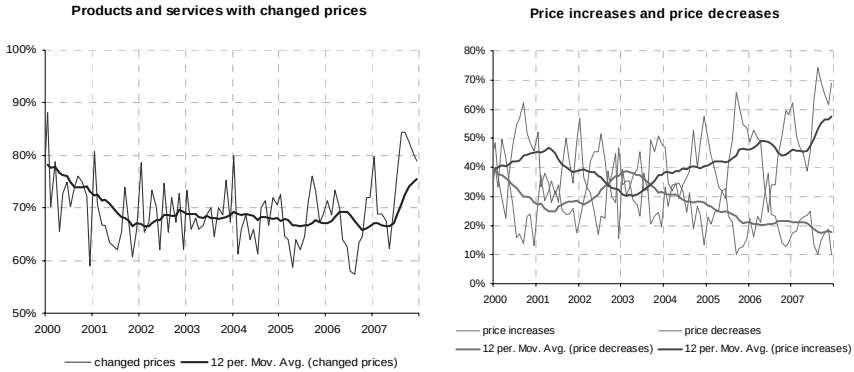
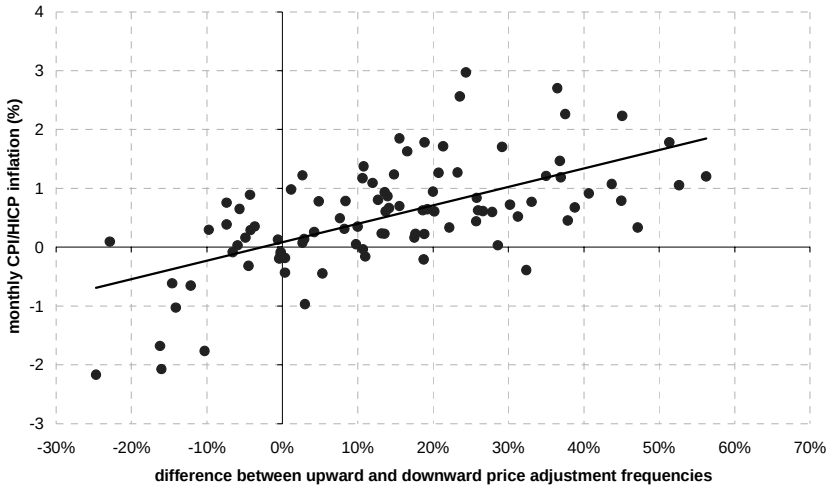


Figure 12

MONTHLY CPI/HICP INFLATION AND THE DIFFERENCE BETWEEN UPWARD AND DOWNWARD PRICE ADJUSTMENTS PER MONTH, FEBRUARY2000 – DECEMBER 2007



6. Conclusions

This paper has investigated empirically inflation persistence in Bulgaria following the two main directions of research undertaken under the Inflation Persistence Network (IPN) project of the Eurosystem: univariate models of inflation and analysis of price dynamics based on disaggregate data over the 2000-2007 period.

Persistence estimates were based on the sum of autoregressive coefficients in time-series equations of inflation. They were derived indirectly from the Augmented Dickey-Fuller test and the Phillips-Perron unit root tests. The variables used in the empirical analysis included headline HICP inflation, three measures of core inflation and inflation of the main HICP sub-components according to the Eurostat classification. Inflation rates were measured over the period from 1998 to 2007 as quarter-on-quarter inflation (non-seasonally adjusted and seasonally adjusted) and as year-on-year rate of change at quarterly frequency.

Preliminary persistence estimates were obtained under the assumption of a constant mean of inflation. The underlying assumption for the main results on persistence was that of a time-varying mean which was considered more appropriate for Bulgarian inflation series than the standard for euro area countries approach of controlling for structural break(s) in inflation. This assumption was motivated by the fact that as a country undergoing a process of economic transformation, catching-up growth and real income and price convergence, Bulgaria has been characterized by trending behavior of most inflation rates. Persistence under the time-varying approach was calculated again with the ADF and the PP tests which this time were applied to de-trended inflation series. Trends in inflation rates were proxied by HP filter-based trend components.

Our main results on inflation persistence in Bulgaria can be summarized as follows. Bulgaria is characterized by an overall low level of persistence of quarterly inflation. Even under the na?ve (constant mean) assumption, at the aggregate level persistence estimates for both non seasonally-adjusted and seasonally-adjusted inflation series do not exceeded 0.5. This provides not only strong evidence against high persistence but also against the problem of downward bias of the estimates. At the disaggregate level, the constant mean assumption produces mixed results, with unprocessed food and energy standing out as least persistent inflation series and industrial goods as showing relatively higher persistence than the other series.

We have found that the quarterly inflation series of industrial goods, services and a core index, including only these two subcomponents, show a clear-cut upward trending pattern over the last three years which contributes

to considerable overestimation of their persistence under the constant mean approach. When persistence is measured for de-trended series, persistence estimates are significantly reduced. Deseasonalized inflation series are more persistent than the non-seasonally adjusted ones because of the smaller variability observed in them once seasonal variation is removed.

Our final results for deseasonalized and detrended quarterly inflation series reveal a low degree of inflation persistence not exceeding 0.44 across-the-board. At the aggregate level, headline inflation is characterized by very low persistence (ρ=0.13) mainly due to the negative serial correlation evident for unprocessed food and energy products. The inflation series with highest persistence are industrial goods (ρ=0.44) and processed food (0.40). All three core inflation variables exhibit more inertia than headline inflation.

Even though de-trended year-on-year inflation rates show relatively higher persistence than quarterly series, statistical evidence at conventional significance levels supports the lack of strong persistence in these series. Among all inflation series at the aggregate and sectoral level, industrial goods display strongest dependence on past inflation. Calculation of unbiased estimates for the persistence of yearly inflation series, which could shed more light on the exact degree of persistence in these series, is a promising area of further empirical research.

The empirical analysis of quarterly inflation persistence in Bulgaria as a whole supports the main findings of the IPN for euro area countries. The only contradiction with the IPN is that persistence of inflation excluding administered prices and tobacco is higher than overall inflation, whereas the IPN evidence has the opposite result. We attribute this discrepancy in results to the higher volatility (hence, lower persistence) of non-market prices inflation in Bulgaria and the heavier weight of this group in the consumer basket. This leads to higher persistence of core inflation excluding administered prices.

We also make direct comparison with persistence estimates for euro are countries and the other New Member States (NMS) following the same methodological approach adopted for Bulgaria (i.e. application of unit root tests to seasonally adjusted and de-trended quarterly inflation series over the 1998-2007 period). The results show that Bulgaria has the second smallest persistence from all NMS following Slovakia. In addition, it is also in a relatively good position compared with some of euro area countries.

Not unexpectedly, the analysis of price dynamics shows that prices in Bulgaria change much more frequently than in euro area countries. On average over the 2000–2007 period, 66per cent of all prices at representative products level change each month in Bulgaria, whereas in the euro area only

15per cent of all prices based on individual price records level are changed. The higher frequency of price changes in Bulgaria *vis-à-vis* the euro area is largely accounted for by the processes of catching-up growth and price level convergence the country has been undergoing. Despite these differences in the frequencies of price adjustments, the observed pattern across product groups is the same as in euro area countries. For example, energy products and unprocessed food have the highest frequency of price changes, and services - the lowest frequency, respectively.

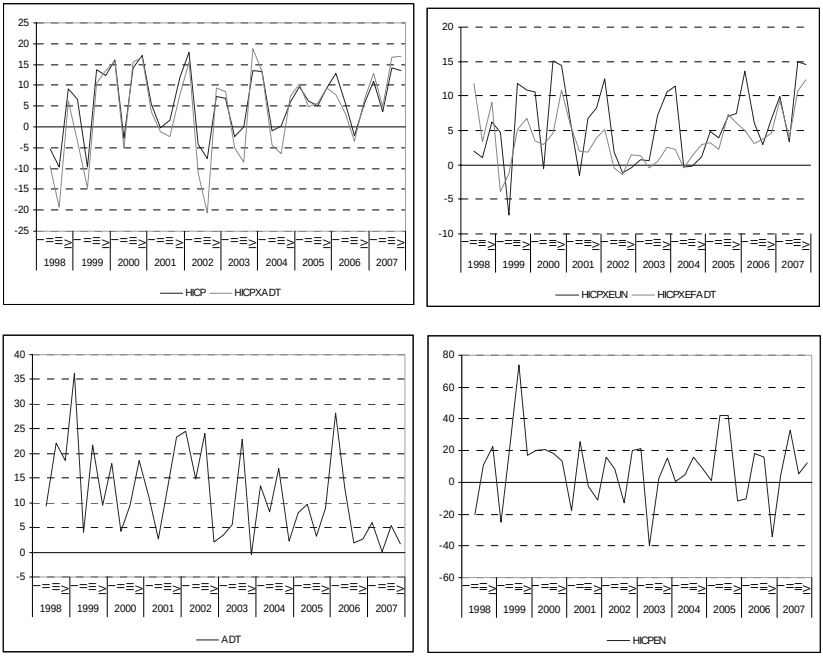
In terms of symmetry between the shares of price increases and price decreases in all price changes, on the whole, similarities across product groups are again much more pronounced than differences across countries. The share of price increases is much higher in the services group compared with the other product groups both in Bulgaria and in the euro area. This could be accounted for by the non-tradable nature of services, the higher labour input share in these products and the possible downward nominal wage rigidities in the sector.

The analysis of price dynamics in Bulgaria based on monthly data over the 2000–2007 period reveals a tendency to fewer price changes (i.e. greater price stability) from 2000 until 2004 which is then followed by an increasing trend of price increases relative to downward price adjustments. This has been common for most of the CPI/HICP components and helps explain the acceleration of core inflation since 2005. Further analysis could focus on the price-setting behaviour of Bulgarian firms and more particularly on investigating the extent to which inflation as a macroeconomic shock affects the frequency of price changes and the respective distribution between price increases and price decreases. Such an analysis will provide evidence for the relative importance of state-dependent time-dependent pricing and will shed more light on inflation processes in the country.

APPENDICES

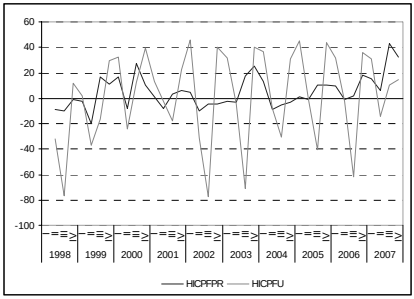
Figure1

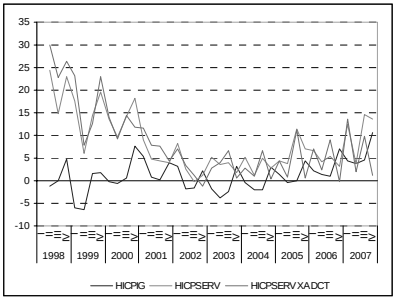
ANNUALIZED QUARTER-ON-QUARTER INFLATION RATES[16]



CPI/HICP	Harmonized index of consumer prices (HICP), HICP is equal to the national CPI until 2004
HICPXADT	HICP excluding administered prices and tobacco
HICPXEUN	HICP excluding energy and unprocessed food
HICPXEFADT	HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco
ADT	HICP administered prices and tobacco
HICPEN	HICP energy excluding administered prices

[16]Inflation rates are not seasonally-adjusted. The following standard transformation is applied for obtaining inflation rates: ?t = 400*ln(Pt/ Pt-1), where ?t is the annualized quarter-on-quarter inflation rate and Pt is the respective consumer price index at the aggregate and disaggregate (sectoral) level, 2005=100.

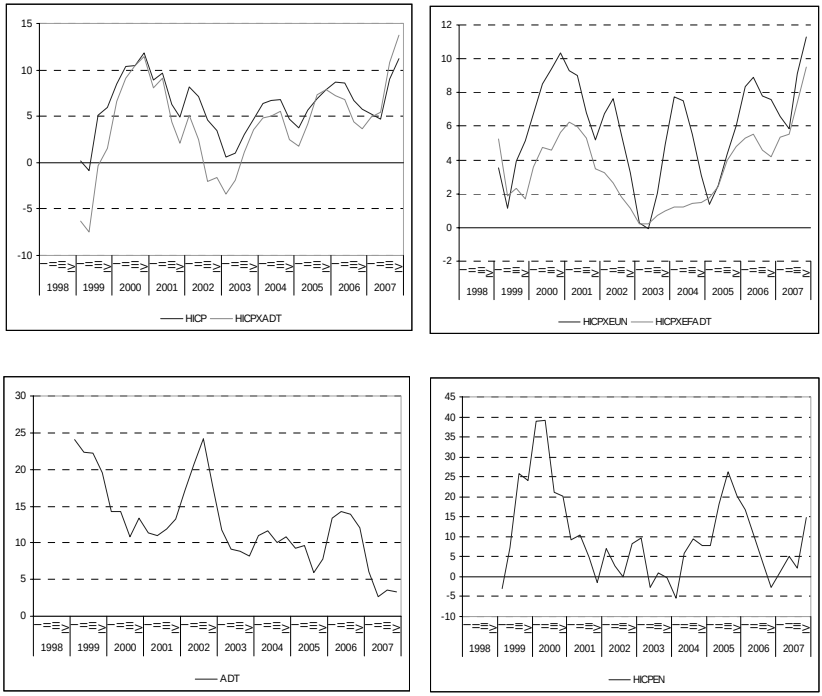




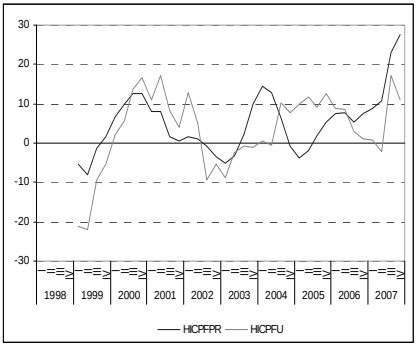
HICPFPR	HICP processed food excluding tobacco
HICPFU	HICP unprocessed food
HICPIG	HICP non-energy industrial goods excluding administered prices
HICPSERV	HICP services excluding administered prices
HICPSERVXADCT	HICP services excluding administered prices, catering and transport services

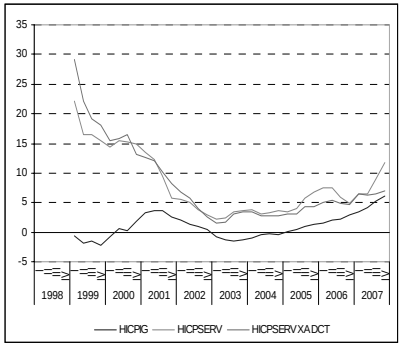
Figure 2

YEAR-ON-YEAR INFLATION RATES /AT QUARTERLY FREQUENCY/



CPI/HICP	Harmonized index of consumer prices (HICP), HICP is equal to the national CPI until 2004
HICPXADT	HICP excluding administered prices and tobacco
HICPXEUN	HICP excluding energy and unprocessed food
HICPXEFADT	HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco
ADT	HICP administered prices and tobacco
HICPEN	HICP energy excluding administered prices





HICPFPR	HICP processed food excluding tobacco
HICPFU	HICP unprocessed food
HICPIG	HICP non-energy industrial goods excluding administered prices
HICPSERV	HICP services excluding administered prices
HICPSERVXADCT	HICP services excluding administered prices, catering and transport services

Table 1. Estimates of inflation peristence /constant mean/
Annualized quarter-on-quarter inflation rates, non-seasonally adjusted
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Equation (2) /ADF unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-1.38	**-0.38**	1	0.00	-7.09***
HICPXADT	-1.21	**-0.21**	1	0.00	-6.28***
HICPXEUN	-0.78	**0.22**	0	0.00	-4.68***
HICPXEFADT	-0.65	**0.35**	0	0.00	-4.12***
ADT	-0.93	**0.07**	0	0.00	-5.53***
disaggregate level					
HICPEN	-1.38	**-0.38**	1	0.00	-6.18***
HICPFPR	-0.62	**0.38**	0	0.01	-3.82***
HICPFU	-1.20	**-0.20**	3	0.03	-3.13**
HICPIG	-0.27	0.73	5	0.70	-1.11
HICPSERV	-0.45	**0.55**	0	0.01	-3.66***
HICPSERVXADCT	-0.57	**0.43**	3	0.00	-4.86***

Equation (5) /PP unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.90	**0.10**	0	0.00	-6.70***
HICPXADT	-0.80	**0.20**	0	0.00	-4.82***
HICPXEUN	-0.78	**0.22**	0	0.00	-4.50***
HICPXEFADT	-0.65	**0.35**	0	0.00	-4.13***
ADT	-0.93	**0.07**	0	0.00	-5.53***
disaggregate level					
HICPEN	-1.01	**-0.01**	0	0.00	-6.31***
HICPFPR	-0.62	**0.38**	0	0.01	-3.72***
HICPFU	-1.01	**-0.01**	0	0.00	-7.90***
HICPIG	-0.61	**0.39**	0	0.02	-3.34**
HICPSERV	-0.45	**0.55**	0	0.01	-3.66***
HICPSERVXADCT	-0.45	**0.55**	0	0.01	-3.75***

Notes:

CPI/HICP	Harmonized index of consumer prices (HICP), HICP is equal to the national CPI until 2004
HICPXADT	HICP excluding administered prices and tobacco
HICPXEUN	HICP excluding energy and unprocessed food
HICPXEFADT	HICP excluding energy, food, administered prices and tobacco
ADT	HICP administered prices and tobacco
HICPEN	HICP energy, excluding administered prices
HICPFPR	HICP processed food, excluding tobacco
HICPFU	HICP unprocessed food
HICPIG	HICP non-energy industrial goods, excluding administered prices
HICPSERV	HICP services, excluding administered prices
HICPSERVXADCT	HICP services, excluding administered prices, catering and transport services

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (2) and (5)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=5
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

Table 1A. Estimates of inflation peristence /time-varying mean/[1]
Annualized quarter-on-quarter inflation rates, non-seasonally adjusted
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Equation (6) /ADF unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-1.47	**-0.47**	1	0.00	-7.46***
HICPXADT	-1.37	**-0.37**	1	0.00	-7.10***
HICPXEUN	-1.11	**-0.11**	1	0.00	-5.04***
HICPXEFADT	-0.90	**0.10**	0	0.00	-5.67***
ADT	-1.14	**-0.14**	0	0.00	-7.10***
disaggregate level					
HICPEN	-1.47	**-0.47**	1	0.00	-6.71***
HICPFPR	-0.82	**0.18**	0	0.00	-5.02***
HICPFU	-1.12	**-0.12**	3	0.00	-2.48**
HICPIG	-0.65	**0.35**	5	0.02	-2.39**
HICPSERV	-1.02	**-0.02**	0	0.00	-6.27***
HICPSERVXADCT	-1.30	**-0.30**	3	0.00	-3.28***

Equation (7) /PP unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.96	**0.04**	0	0.00	-8.43***
HICPXADT	-0.91	**0.09**	0	0.00	-6.00***
HICPXEUN	-0.87	**0.13**	0	0.00	-5.92***
HICPXEFADT	-0.90	**0.10**	0	0.00	5.67***
ADT	-1.14	**-0.14**	0	0.00	-7.63***
disaggregate level					
HICPEN	-1.04	**-0.04**	0	0.00	-6.53***
HICPFPR	-0.82	**0.18**	0	0.00	-4.92***
HICPFU	-1.06	**-0.06**	0	0.00	-8.75***
HICPIG	-0.84	**0.16**	0	0.00	-4.87***
HICPSERV	-1.02	**-0.02**	0	0.00	-6.30***
HICPSERVXADCT	-1.27	**-0.27**	0	0.00	-8.19***

Notes:
Inflation variables are denoted as explained in Table 1.

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (6) and (7)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=5
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

[1]ADF and PP unit root tests are applied to the deviation of inflation from its time-varying mean
The time-varying mean of an inflation series is proxied by HP filter-based trend component
The smoothing parameter is set to 1600, the standard number for quarterly data

Table 2. Estimates of inflation peristence /constant mean/
Annualized quarter-on-quarter inflation rates, seasonally adjusted [1]
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Equation (2) /ADF unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.76	**0.24**	0	0.00	-4.62***
HICPXADT	-0.64	**0.36**	0	0.00	-4.02***
HICPXEUN	-0.48	**0.52**	0	0.03	-3.17**
HICPXEFADT	-0.53	**0.47**	0	0.00	-3.85***
ADT	-	-	-	-	-
disaggregate level					
HICPEN	-1.03	**-0.03**	0	0.00	-6.40***
HICPFPR	-0.38	**0.62**	0	0.09	-2.68*
HICPFU	-0.99	**0.01**	0	0.00	-5.85***
HICPIG	-0.26	0.74	1	0.48	-1.59
HICPSERV	-0.34	**0.66**	0	0.01	-3.70***
HICPSERVXADCT	-0.33	**0.67**	2	0.00	-4.19***

Equation (5) /PP unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.76	**0.24**	0	0.00	-4.62***
HICPXADT	-0.64	**0.36**	0	0.00	-4.06***
HICPXEUN	-0.48	**0.52**	0	0.02	-3.32**
HICPXEFADT	-0.53	**0.47**	0	0.00	-4.17***
ADT	-	-	-	-	-
disaggregate level					
HICPEN	-1.03	**-0.03**	0	0.00	-6.44***
HICPFPR	-0.38	**0.62**	0	0.08	-2.73*
HICPFU	-0.99	**0.01**	0	0.00	-5.88***
HICPIG	-0.29	0.71	0	0.27	-2.04
HICPSERV	-0.34	**0.66**	0	0.01	-3.70***
HICPSERVXADCT	-0.27	**0.73**	0	0.00	-4.43***

Notes:
Inflation variables are denoted as explained in Table 1.

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (2) and (5)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=5
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

[1]Inflation series are seasonally-adjusted with Census-X12 procedure, using additive adjustment
ADT (administered prices and tobacco) inflation is not seasonally adjusted
No estimates of inflation persistence are made for ADT

Table 2A. Estimates of inflation peristence /time-varying mean/[1]
Annualized quarter-on-quarter inflation rates, seasonally adjusted
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4

Equation (6) /ADF unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.87	**0.13**	0	0.00	-5.33***
HICPXADT	-0.82	**0.18**	0	0.00	-5.06***
HICPXEUN	-0.60	**0.40**	0	0.00	-3.95***
HICPXEFADT	-0.79	**0.21**	0	0.00	-5.52***
ADT	-	-	-	-	-
disaggregate level					
HICPEN	-1.06	**-0.06**	0	0.00	-6.70***
HICPFPR	-0.60	**0.40**	0	0.00	-3.93***
HICPFU	-1.17	**-0.17**	0	0.00	-7.02***
HICPIG	-0.56	**0.44**	0	0.00	-3.75***
HICPSERV	-0.85	**0.15**	0	0.00	-5.69***
HICPSERVXADCT	-0.86	**0.14**	0	0.00	-6.04***

Equation (7) /PP unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.87	**0.13**	0	0.00	-5.34***
HICPXADT	-0.82	**0.18**	0	0.00	-5.14***
HICPXEUN	-0.60	**0.40**	0	0.00	-4.02***
HICPXEFADT	-0.79	**0.21**	0	0.00	-5.55***
ADT	-	-	-	-	-
disaggregate level					
HICPEN	-1.06	**-0.06**	0	0.00	-6.86***
HICPFPR	-0.60	**0.40**	0	0.00	-3.93***
HICPFU	-1.17	**-0.17**	0	0.00	-6.99***
HICPIG	-0.56	**0.44**	0	0.00	-3.78***
HICPSERV	-0.85	**0.15**	0	0.00	-5.70***
HICPSERVXADCT	-0.86	**0.14**	0	0.00	-6.04***

Notes:
Inflation variables are denoted as explained in Table 1.

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (6) and (7)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=5
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

[1]ADF and PP unit root tests are applied to the deviation of inflation from its time-varying mean
The time-varying mean of an inflation series is proxied by HP filter-based trend component
The smoothing parameter is set to 1600, the standard number for quarterly data
Inflation series are seasonally-adjusted with Census-X12 procedure, using additive adjustment
ADT (administered prices and tobacco) inflation is not seasonally adjusted
No estimates of inflation persistence are made for ADT

Table 4. Estimates of inflation peristence /constant mean/
Annual inflation rates
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4, Adjusted sample: 1999:q1 - 2007:q4

Equation (2) /ADF unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.39	**0.61**	1	0.02	-3.35**
HICPXADT	-0.30	**0.70**	1	0.04	-3.00**
HICPXEUN	-0.34	**0.66**	1	0.01	-3.77***
HICPXEFADT	-0.02	0.98	1	0.91	-0.29
ADT	-0.24	0.76	1	0.11	-2.57
disaggregate level					
HICPEN	-0.47	**0.53**	3	0.01	-3.80***
HICPFPR	-0.29	**0.71**	1	0.04	-3.00**
HICPFU	-0.32	**0.68**	0	0.04	-3.04**
HICPIG	-0.06	0.94	1	0.76	-0.96
HICPSERV	-0.05	0.95	1	0.68	-1.17
HICPSERVXADCT	-0.18	**0.82**	0	0.00	-6.16***

Equation (5) /PP unit root test, intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.26	0.74	0	0.13	-2.44
HICPXADT	-0.19	0.81	0	0.19	-2.26
HICPXEUN	-0.17	0.83	0	0.26	-2.05
HICPXEFADT	-0.02	0.98	0	0.81	-0.80
ADT	-0.17	0.83	0	0.23	-2.15
disaggregate level					
HICPEN	-0.27	**0.73**	0	0.07	-2.76*
HICPFPR	-0.06	0.94	0	0.67	-1.18
HICPFU	-0.32	**0.68**	0	0.04	-3.03**
HICPIG	0.02	1.02	0	0.84	-0.67
HICPSERV	-0.14	**0.86**	0	0.07	-2.79*
HICPSERVXADCT	-0.18	**0.82**	0	0.00	-5.06***

Notes:

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (2) and (5)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=3
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

Table 4A. Estimates of inflation peristence /time-varying mean/[1]
Annual inflation rates
Sample period: 1998:q1 - 2007:q4, Adjusted sample: 1999:q1 - 2007:q4

Equation (6) /ADF unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.43	**0.57**	1	0.00	-3.60***
HICPXADT	-0.35	**0.65**	1	0.00	-3.28***
HICPXEUN	-0.43	**0.57**	1	0.00	-4.78***
HICPXEFADT	-0.20	**0.80**	1	0.04	-2.04**
ADT	-0.42	**0.58**	1	0.00	-3.70***
disaggregate level					
HICPEN	-0.39	**0.61**	0	0.00	-3.19***
HICPFPR	-0.39	**0.61**	1	0.00	-4.23***
HICPFU	-0.34	**0.66**	0	0.01	-2.88**
HICPIG	-0.14	**0.86**	1	0.06	-1.88*
HICPSERV	-0.18	**0.82**	1	0.10	-1.62*
HICPSERVXADCT	-0.44	**0.56**	0	0.00	-4.80***

Equation (7) /PP unit root test, no intercept included/

Inflation variable	ρ-1	ρ	Lags	P-value	t-statistics
aggregate level					
CPI/HICP	-0.30	**0.70**	0	0.01	-2.70***
HICPXADT	-0.24	**0.76**	0	0.01	-2.60**
HICPXEUN	-0.24	**0.76**	0	0.02	-2.28**
HICPXEFADT	-0.19	**0.81**	0	0.03	-2.12**
ADT	-0.29	**0.71**	0	0.01	-2.81***
disaggregate level					
HICPEN	-0.39	**0.61**	0	0.00	-3.44***
HICPFPR	-0.18	**0.82**	0	0.10	-1.63*
HICPFU	-0.34	**0.66**	0	0.00	-2.93***
HICPIG	-0.09	**0.91**	0	0.08	-1.71*
HICPSERV	-0.25	**0.75**	0	0.01	-2.50**
HICPSERVXADCT	-0.44	**0.56**	0	0.00	-4.52***

Notes:

1) (ρ-1) is the coefficient estimated by the ADF and PP tests based respectively on equations (6) and (7)
2) ρ is the sum of autoregressive coefficients derived indirectly from (ρ-1)
3) The lag length in the ADF test is selected automatically by the Schwarz Info Criterion (BIC), max length=3
4) The default options of EViews are used for the spectral estimation method and the bandwidth in the PP test
5) P-value is the probability associated with the null hypothesis of a unit root in the respective inflation series
6) t-statistics is the statistics of the coefficient (ρ-1) in the OLS equation estimated by the tests
7) MacKinnon's critical values are used for the result on the t-statistics
8) ***, ** and * denote rejection of the non-stationarity null at the 1%, 5% and 10% respectively
9) Numbers in bold indicate that it is possible to reject statistically that ρ=1

[1]ADF and PP unit root tests are applied to the deviation of annual inflation from its time-varying mean
The time-varying mean of annual inflation series is proxied by HP filter-based trend component
The smoothing parameter is set to 1600, the standard number for quarterly data

Table 9

FREQUENCY OF PRICE CHANGES IN BULGARIA IN THE VARIOUS MONTHS, ON AVERAGE PER MONTH (JAN/2000-DEC/2007, %)

Overall CPI/HICP index/representative product prices	Share of unchanged prices in all prices	Share of price changes in all all prices	Share of price increases in all all prices	Share of price decreases in
January	21	79	47	32
February	34	66	40	27
March	36	64	36	28
April	36	64	34	30
May	37	63	33	31
June	38	62	29	33
July	36	64	34	29
August	37	63	37	26
September	33	67	48	19
October	35	65	47	19
November	34	66	46	20
December	37	63	46	18
max	***38***	***79***	***48***	***33***
average	*34*	*66*	*40*	*26*

References

Altissimo, Filippo, Benoît Mojon and Paolo Zaffaroni. *Fast Micro and Slow Macro: Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?*, Eurosystem Inflation Persistence Network, November, 2004.

Altissimo, Filippo, Michael Ehrmann and Franks Smets. *Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area. A Summary of the IPN Evidence*, ECB, Occasional Paper Series, No. 46, June 2006.

Andrews, Donald W.K. *Exactly Median-Unbiased Estimation of First-Order Autoregressive*/Unit Root Models, Econometrica, Vol. 61, No. 1, 1993, pp. 139–165.

Andrews, Donald W.K., Hong-Yuan Chen. *Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models*, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 12, No. 2, 1994, pp. 187–204.

Batini, Nicoletta. *Euro Area Inflation Persistence*, ECB Working Paper No. 201, December 2002.

Benczúr, Péter and Attila Rátfai. *Economic Fluctuations in Central and Eastern Europe. The Facts*, Central European University, October 15, 2005.

Cecchetti, Stephen and Guy Debelle. *Has the Inflation Process Changed?, BIS Working Papers*, No. 185, November 2005.

Corvoisier, Sandrine and Benoît Mojon. *Breaks in the Mean of Inflation: How They Happen and What to Do With Them*, Eurosystem Inflation Persistence Network, 2005.

Dias, Daniel and Carlos Robalo Marques. *Using Mean Reversion as a Measure of Persistence*, ECB Working Paper Series No. 450, March, 2005.

Franta, Michal, Branislav Saxa and Katerina Šmídková. *Inflation Persistence. Euro Area and New EU Member States*, ECB Working Paper. No. 810, September, 2007.

Gadzinski, Gregory and Fabrice Orlandi. *Inflation Persistence in the European Union, the Euro Area, and the United States*, ECB Working Paper No. 414, 2004.

Hansen, Bruce E. *The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model,* The Review of Economics and Statistics, Vol. 81, No. 4, 1999, pp. 594–607.

Hondroyiannis, George and Sophia Lazaretou. *Inflation Persistence During Periods of Structural Change: An Assessment Using Greek Data*, ECB Working Paper No. 370, June, 2004.

Levin, Andrew T. and Jeremy M. Piger. *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?*, ECB Working Paper No. 334, April, 2004.

Lünnemann, Patrick and Thomas Y. Mathä. *How Persistent is Disaggregate Inflation? An Analysis Across EU15 Countries and HICP Sub-Indices*, ECB Working Paper No. 415, November, 2004.

Marques, Carlos Robalo. *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, ECB Working Paper No. 371, June, 2004.

O'Reilly, Gerard and Karl Whelan. *Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?*, ECB Working Paper Series, No. 335, April, 2004.

Perron, Pierre. *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, Econometrica, Vol. 57, No. 6, 1989, pp. 1361–1401.

Pivetta, Frederic and Ricardo Reis. *The Persistence of Inflation in the United States*, Journal of Economic Dynamics & Control, www.elsevier.com/locate/jedc, 2006.

Vermeulen, Philip et.al. *Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data*, National Bank of Belgium, Working Paper No.111, March 2007.

Willis, Jonathan L. *Implications of Structural Changes in the U.S. Economy for Pricing Behaviour and Inflation Dynamics*, Federal Reserve Bank of Kansas City, www.kc.frb.org, 2003.