



БЪЛГАРСКА НАРОДНА БАНКА

Моделиране на инфлацията
в България

Калин Христов
Михаил Михайлов

Август 2003 г.

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

DP/33/2003

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

Редакционен съвет:

Председател: Гарабед Минасян

Членове: Георги Петров

Николай Неновски

Виктор Йоцов

Секретар: Людмила Димова

© Българска народна банка, август 2003 г., поредица

ISBN 954-9791-67-X

Одобрено за издаване през юли 2003 г.

Отпечатано в Полиграфична база на БНБ.

Материалите отразяват гледищата на своите автори и не ангажират позицията на БНБ.

Мненията си изпращайте до:

Отдел „Печатни издания“

Българска народна банка

пл. „Княз Александър Батенберг“ № 1

1000 София

Тел.: (+359 2) 9145 1351, 9145 1271, 981 1391

Факс: (+359 2) 980 2425, 980 6493

e-mail: Dimova.L@bnbank.org

Интернет страница: www.bnb.bg

Съдържание

1. Въведение	5
2. Обща рамка на модела	10
3. Данните	17
4. Тестове за единичен корен, екзогенност и коинтеграция	28
5. Резултати	33
6. Изводи	39
Литература	40

РЕЗЮМЕ. Целта на това изследване е да се построи модел, обясняващ динамиката на ценовото равнище в България, който да може да се прилага при прогнозирането на инфлацията в краткосрочен и средносрочен план. Като основа на изследването използваме 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 външни и вътрешни фактори, които определят динамиката на ценовото равнище 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. Въпреки ограниченията, наложени от сравнително краткия период, получените резултати дават основание да се смята, че моделът може да се използва успешно при генерирането на краткосрочни и средносрочни прогнози за инфлацията.

Key words: currency board, inflation dynamics, markup model

JEL classification: C32, C52, C53

MODELLING INFLATION IN BULGARIA: MARKUP MODEL

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.

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, решението 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 рефинансиране от централната банка, провеждаща общата монетарна политика.

гарския паричен съвет дават възможност за кратки периоди монетарните условия² 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 реструктуриране 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 еврозоната⁴. 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 риск⁵) 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

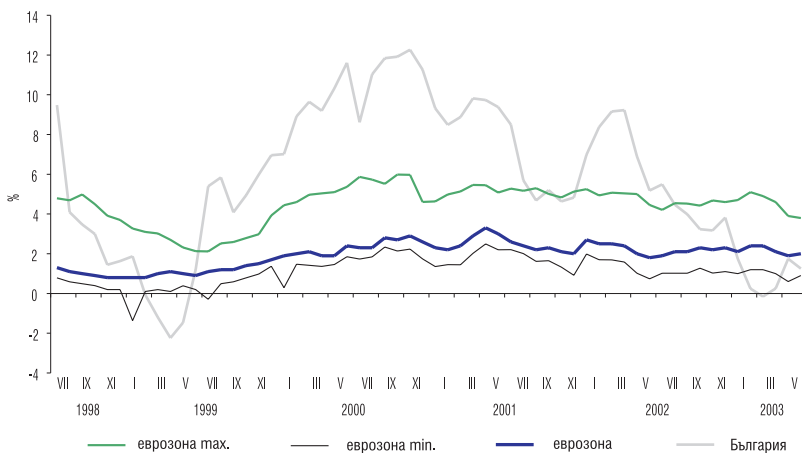
⁵ Аргументът, че фиксирането на валутния курс с въвеждане на паричен съвет премахва валутния риск, може да бъде поставен под съмнение, тъй като нивото на фиксиране може да бъде променено от парламента на страната. При формирането на монетарен съюз валутните курсове са неотменимо фиксирани. За дискусия 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. Гъбкавото 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 гъбкавото 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 ЕСВ и Federal Reserve System прогнозите отразяват вижданията 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 построенния 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

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

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 инфлация (*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:

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

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 агрегиращият 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 флукуациите 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 върхушните 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 et 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 реструктуриране на реалния сектор, което оказва 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

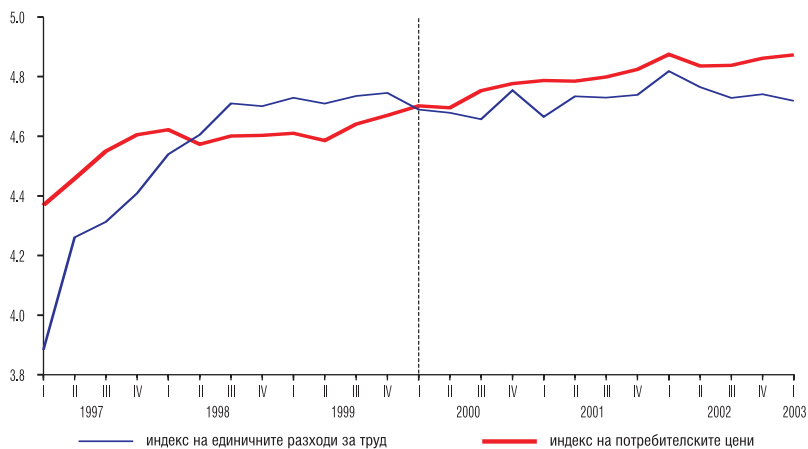
Влиянието на вътрешните фактори върху динамиката на ценовото равнище е обхванато с включването на индекса на номиналната цена на труда за единица продукция и отклонението на текущия реален доход от потенциалния БВП.

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 работна 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.

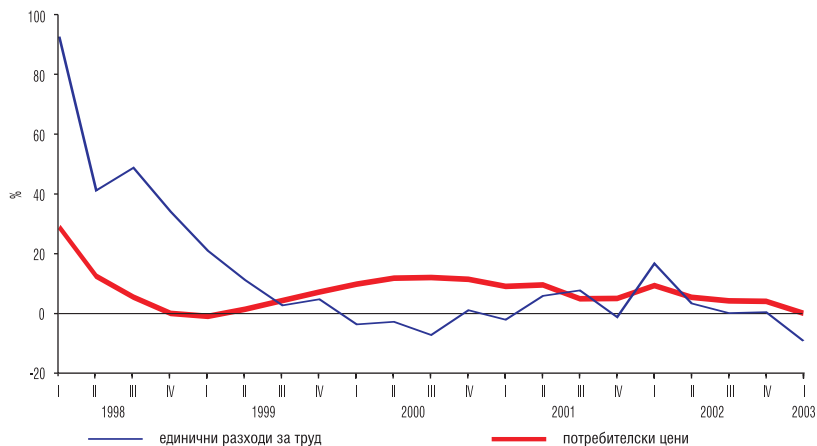
¹⁵ Следваме използвания от *Banerjee and Russell* (2001) подход за изчисление на номиналната единична цена на труда. *De Brouwer and Ericsson* (1998) дефинират номиналната единична цена на труда в неселскостопанския сектор като отношение на сумата на заплатите, разходите за здравно и социално осигуряване 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 заплатата. 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 оказва 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).

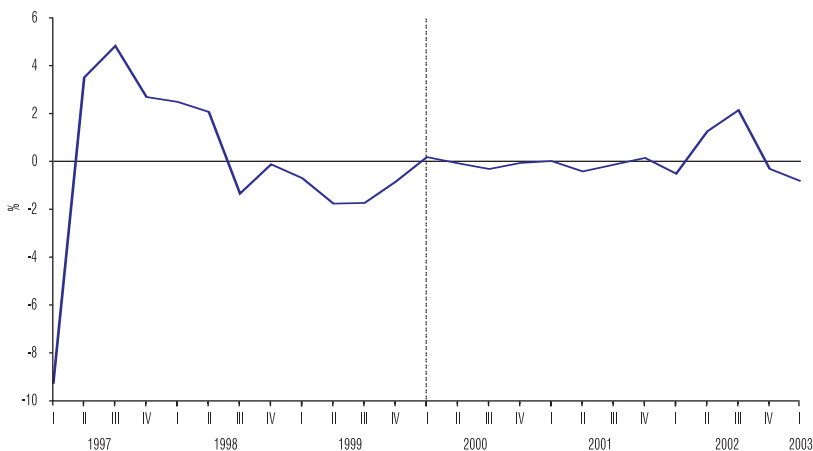
ненето на текущия реален доход от потенциалния БВП са идентични, което ни дава основание да работим с оценката, получена чрез HP филтър.

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 отклонението 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 реструктуриране 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.

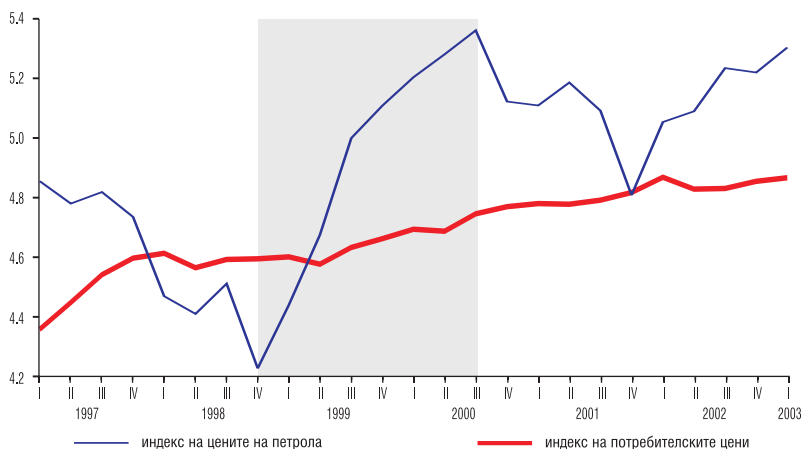
Отчитайки силното влияние на външните фактори върху динамиката на инфлацията, цените на вносните стоки заемат основно място в модела. Както вече бе казано (вж. с. 15–16), влиянието на цените на вноса можем да декомпозираме на две съставни части: първо, промяна на цените на вноса, изразени във валутата, 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.

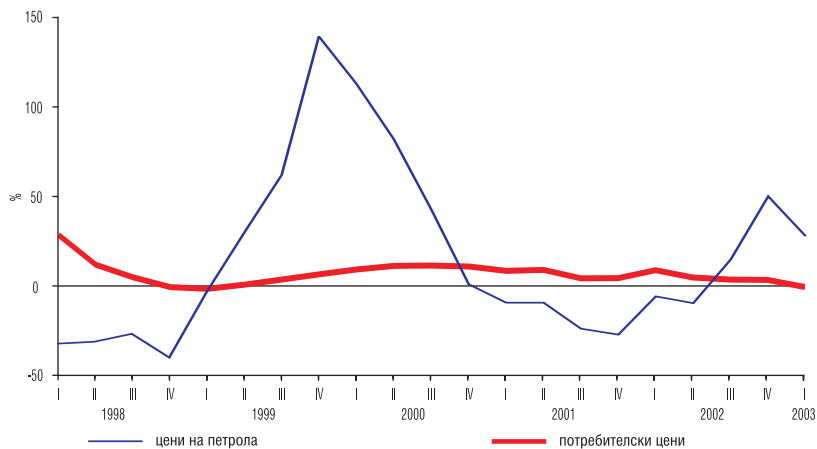
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС НА ЦЕНИТЕ НА ПЕТРОЛА (ЛОГАРИТЪМ)



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



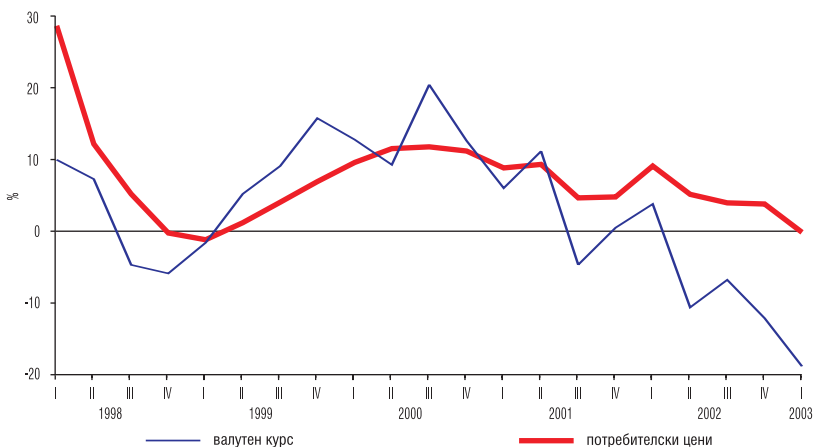
Източник: НСИ, МВФ.

Графика 7
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС
НА ВАЛУТНИЯ КУРС (ЛОГАРИТЪМ)



Източник: НСИ, БНБ.

ГОДИШНО ИЗМЕНЕНИЕ НА ИНДЕКСА НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И НА ВАЛУТНИЯ КУРС



Източник: НСИ, БНБ.

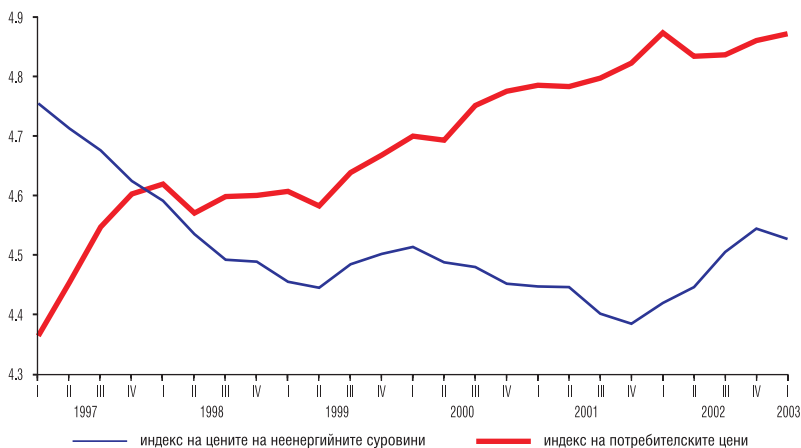
Високото ниво на доларизация²² на икономиката определя в много голяма степен силното влияние на валутния курс върху инфлацията. Високият дял на депозитите в щатски долари създава ефекта на богатството при обезценяването на лева спрямо тази валута, което от своя страна влияе върху общото търсене в икономиката 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

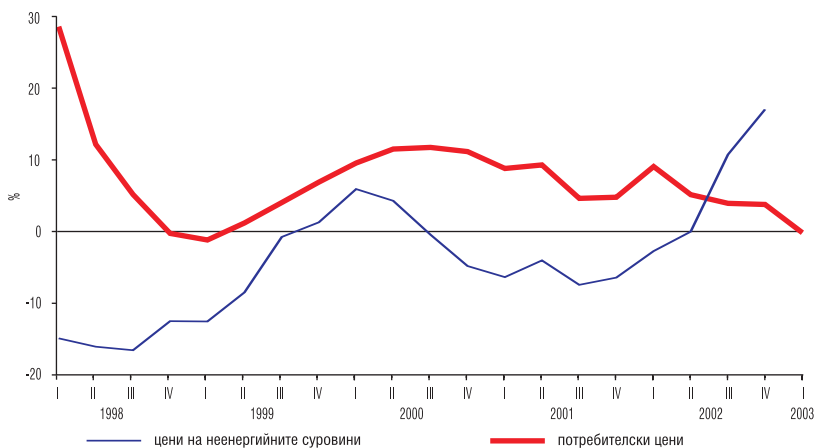
ИНДЕКС НА ПОТРЕБИТЕЛСКИТЕ ЦЕНИ И ИНДЕКС НА ЦЕНИТЕ НА НЕЕНЕРГИЙНИТЕ СУРОВИНИ (ЛОГАРИТЪМ)



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 открийм 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 тест²⁵ 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-същественят 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.

щия 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						Интегрираност
	Нива*	Лагове**	Първа разлика	Лагове	Втора разлика	Лагове	
<i>cp</i>	-1.26	8	-4.87	8	-	-	I(1)
<i>er</i>	-1.64	6	-4.63	6	-	-	I(1)
<i>op</i>	-1.07	8	-4.10	8	-	-	I(1)
<i>p</i>	0.45	8	-4.71	8	-	-	I(1)
<i>ulc</i>	-1.00	8	-4.67	8	-	-	I(1)
<i>ygap</i>	-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 коинтеграционният 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 коинтеграционното 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.

ТЕСТ ЗА ЕКЗОГЕННОСТ

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

$$(7) \Delta(lp) = 4.5 + 0.04*\Delta(lp) - 0.26*[lp_{-1} - 0.35*lp_{-1}] + 1.96*lcp_{-1} + \\ (8.0) \quad (3.5) \quad (-4.2) \quad (-9.0) \quad (7.4) \\ + 0.62*lulc_{-1} + 0.58*ler_{-1}] + 0.84*ygap_{-1} + 0.03*dummy - 0.04*sq2 \\ (4.4) \quad (2.8) \quad (3.3) \quad (3.4) \quad (-10.8)$$

Sample: Q2: 1997 – Q1: 2002

Adjusted R²: 0.97

Durbin – Watson statistics: 2.4

Equation standard error: 0.005

LM test for serial correlation: F-statistics = 1.1 [0.37]

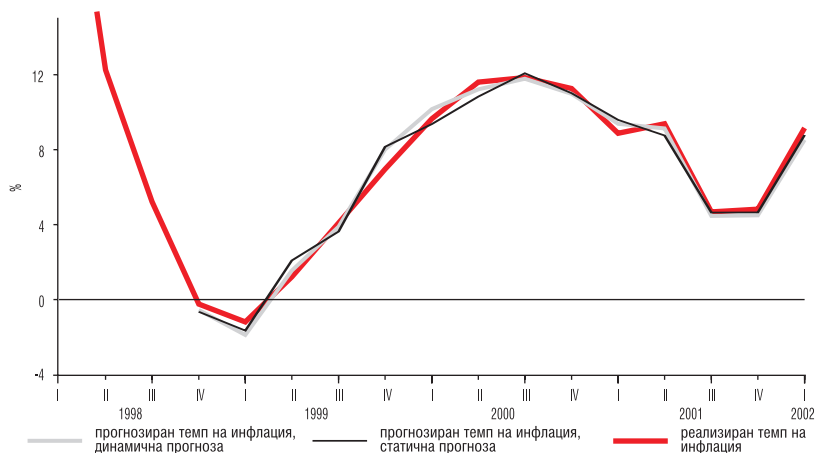
Normality test: $\chi^2(2) = 0.45$ [0.80]

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. Сбортът на коефициентите пред цените на петрола, цените на не-енергийните 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 прогнозиранят темп на инфлация започва от четвъртото тримесечие на 1998 г.

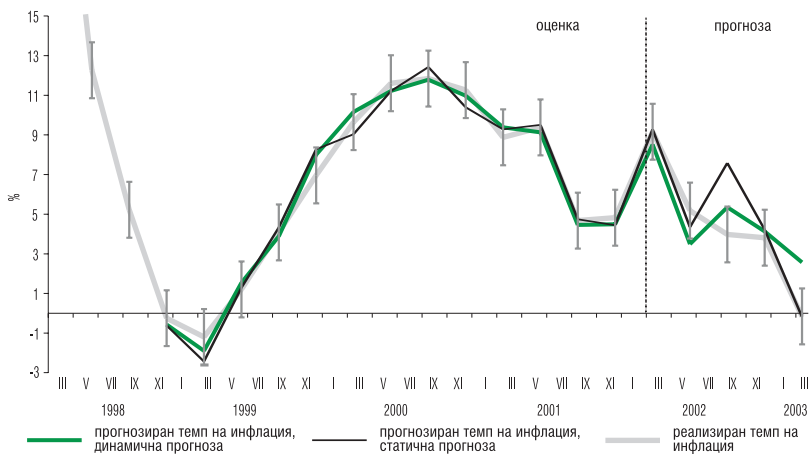
Представените след уравнение (7) статистически критерии на модела определят характеристиките му в разглеждания от нас период между второто тримесечие на 1997 г. и първото тримесечие на 2002 г. Тъй като добрите качества на модела в рамките на разглеждания период не са гаранция за добри прогностични способности 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 вероятно 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.

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

- DP/1/1998 **Първата година на Паричния съвет в България**
Виктор Йоцов, Николай Неновски, Калин Христов,
Ива Петрова, Борис Петров
- DP/2/1998 **Финансова репресия и рაციониране на кредита в
условията на паричен съвет в България**
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/3/1999 **Стимули за инвестициите в България: оценка на нетния
данъчен ефект върху държавния бюджет**
Добрислав Добрев, Бойко Ценов, Петър Добрев, Джон Ърст
- DP/4/1999 **Два подхода към кризите на фиксираните курсове**
Николай Неновски, Калин Христов, Борис Петров
- DP/5/1999 **Моделиране на паричния сектор в България,
1913–1945 г.**
Николай Неновски, Борис Петров
- DP/6/1999 **Паричен съвет и финансови кризи – опитът на България**
Румен Аврамов
- DP/7/1999 **The Bulgarian Financial Crisis of 1996–1997**
Zdravko Balyozov
- DP/8/1999 **Икономическата философия на Фридрих Хайек (100 години от
рождението му)**
Николай Неновски
- DP/9/1999 **Паричният съвет в България: устройство, особености и
управление на валутния резерв**
Добрислав Добрев
- DP/10/1999 **Паричните режими и реалната икономика (Емпиричен тест
преди и след въвеждането на паричен съвет в България)**
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/11/2000 **The Currency Board in Bulgaria: The First Two Years**
Jeffrey B. Miller
- DP/12/2000 **Fundamentals in Bulgarian Brady Bonds: Price Dynamics**
Nina Budina, Tzvetan Manchev

- DP/13/2000 **Изследване на парите в обращение след въвеждането на паричния съвет в България (транзакционно търсене, натрупване, скрита икономика)**
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/14/2000 **Макроикономическите модели на Международния валутен фонд и Световната банка (анализ на теоретичните подходи и оценка на ефективността от прилагането им в България)**
Виктор Йоцов
- DP/15/2000 **Динамика на банковите резерви при паричен съвет**
Борис Петров
- DP/16/2000 **Един възможен подход за изграждане на симулационен макроикономически модел на България**
Виктор Йоцов
- DP/17/2001 **Надзор на консолидирана основа**
Маргарита Пранджева
- DP/18/2000 **Ригидност (негъвкавост) на реалните работни заплати и избор на паричен режим**
Николай Неновски, Дарина Колева
- DP/19/2001 **The Financial System in the Bulgarian Economy**
Jeffrey Miller, Stefan Petranov
- DP/20/2002 **Forecasting Inflation via Electronic Markets Results from a Prototype Experiment**
Michael Berlemann
- DP/21/2002 **Корпоративен имидж на търговските банки (1996–1997 г.)**
Мирослав Неделчев
- DP/22/2002 **Fundamental Equilibrium Exchange Rates and Currency Boards: Evidence from Argentina and Estonia in the 90's**
Kalin Hristov
- DP/23/2002 **Кредитна активност на търговските банки и рационаране на кредитния пазар в България**
Калин Христов, Михаил Михайлов
- DP/24/2002 **Ефектът Balassa – Samuelson в България**
Георги Чукалев

- DP/25/2002 **Пари и парични задължения: същност, уговаряне, изпълнение**
Станислав Нацев, Начко Стайков, Филко Розов
- DP/26/2002 **Относно едностранната „евроизация“ на България**
Иван Костов, Яна Костова
- DP/27/2002 **Shadowing the Euro: Bulgaria's Monetary Policy Five Years on**
Martin Zaimov, Kalin Hristov
- DP/28/2002 **Improving Monetary Theory in Post-communist Countries – Looking Back to Cantillon**
Nikolay Nenovsky
- DP/29/2003 **Дуална инфлация в условията на паричен съвет. Предизвикателства пред присъединяването на България към ЕС**
Николай Неновски, Калина Димитрова
- DP/30/2003 **Exchange Rate Arrangements, Economic Policy and Inflation: Empirical Evidence for Latin America**
Andreas Freytag
- DP/31/2003 **Inflation and the Bulgarian Currency Board**
Stacie Beck, Jeffrey B. Miller, Mohsen Saad
- DP/32/2003 **Banks – Firms Nexus under the Currency Board: Empirical Evidence from Bulgaria**
Nikolay Nenovsky, Evgeni Peev, Todor Yalamov