

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

DP/49/2005

Опит за измерване на съществена инфлация в България

Калина Димитрова



БЪЛГАРСКА
НАРОДНА
БАНКА



ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

DP/49/2005

БЪЛГАРСКА
НАРОДНА
БАНКА

Опит за измерване на съществената инфлация в България

Калина Димитрова

юни 2005 г.

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

Редакционен съвет:

Председател: Гарабег Минасян

Членове: Стати Статев

Николай Неновски

Мариела Ненова

Секретар: Людмила Димова

© Българска народна банка, юни 2005 г., поредица

ISBN 954-9791-85-8

Отпечатано в Полиграфична база на БНБ.

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

Художественото оформление на корицата е разработено въз основа на банкнотата с номинал 50 лева, емисия 1999 г.

Мненията си изпращайте до:

Отдел „Печатни издания“

Българска народна банка

пл. „Княз Александър Батенберг“ № 1

1000 София

Тел.: (+359 2) 9145 1906, 9145 1271, 981 1391

Факс: (+359 2) 980 2425, 980 6493

e-mail: Dimova.L@bnbank.org

Интернет страница: www.bnb.bg

Съдържание

Въведение	5
I. Концептуална рамка на	
съществената инфлация	6
1. Подходи за измерване на съществената инфлация	8
2. Критерии за избор на индикатор за съществената инфлация и резултати	12
II. Анализ на данните	14
1. Относителни цени	14
2. Статистически анализ на данните	19
III. Канديدат-показатели	24
IV. Резултати	25
V. Заключение	28
Приложения	30
Литература	

Резюме: Индикатор на съществената инфлация редовно се отчита и анализира от почти всички централни банки в света, като през последните две десетилетия този показател заема 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 кандидати 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.

Resume: 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 indicator 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.

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 (BCservice) 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 цените¹. 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. Анализването 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 кандидата 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:

$$\pi_t^c = \pi_t - \varepsilon_t \quad (1),$$

където π_t^c е съществената инфлация, π_t е изменението на общото

ценово равнище и ε_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 Laffleche, 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 съществена инфлация може да бъде доразвита, като разложим шоковете на два компонента:

$$\varepsilon_t = \mu_t + \eta_t \quad (2).$$

Първият от тях μ_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 η_t съдържа постоянните шокове по линия на предлагането или търсенето³. Декомпозирането на шоковете предполага две дефиниции за съществената инфлация:

$$\pi_t^{c_1} = \pi_t - \mu_t \quad (3),$$

$$\pi_t^{c_2} = \pi_t - \mu_t - \eta_t \quad (4).$$

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 третираны 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 π_t^{c2} 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. *Моделирацията* *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 си⁴. Те определят съществената инфлация като онази част от развитието на общата инфлация, свързана със „смушението, 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 съществена 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 спада 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 съществена 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 отпадат стоки и услуги в двата края на разпределението на ценовите изменения⁵. Средната стойност на различни ограничени разпределения се изчислява по следната формулата:

$$\Pi_{l,u}^t = \frac{\sum_{i \in \tau_t} \pi_i^t w_i^t}{\sum_{i \in \tau_t} w_i^t} \quad (5),$$

⁵ Отстраняването на дадена стока или услуга може да бъде оправдано от избора на друг критерий, различен от волатилността на цените.

където $\Pi_{l,u}^t$ е средната аритметична стойност на $l\%$ – $u\%$ (асиметрично) ограниченото разпределение на индивидуалните ценови изменения (τ_i). 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_i^l , τ_i и τ_i^u в момента t , такива че:

$$\forall \quad h \in \tau_i^l, \quad i \in \tau_i, \quad j \in \tau_i^u: \pi_h^t < \pi_i^t < \pi_j^t \quad \text{и}$$

$$\left| l - \sum_{h \in \tau_i^l} w_h^t \right| = \min_{\tau_i^l}$$

$$\left| u - \sum_{j \in \tau_i^u} w_j^t \right| = \min_{\tau_i^u} \quad (6).$$

В горните обозначения l и u представяват ширината на ограничаващите разпределения (обикновено изразени в проценти), π_i^t е i -тото индивидуално ценово месечно изменение от новото ограничено разпределение τ_i , w_i^t е съответното му тегло, а τ_i^l и τ_i^u представляват сериите (опашки) съответно от ляво и от дясно, които отпадат при процедурата на ограничаване на разпределението⁶. 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_i^l , а най-високите (вдясно) – π_i^u .

ване на отделните компоненти от кошницата се приписват нови индивидуални тегла $dw_{i,t}$:

$$dw_{i,t} = \frac{w_{i,t} \times \frac{1}{\sigma_i}}{\sum_{i=1}^N w_{i,t} \times \frac{1}{\sigma_i}} \quad (7),$$

където σ_i е стандартното отклонение на измененията на индивидуалните цени, а $w_{i,t}$ е съответното тегло на i -я ценови компонент. Така при прилагането на двойно претеглени индивидуални тегла индексът на Еджуърт (π_t^E) се пресмята по следния начин:

$$\pi_t^E = \sum_{i=1}^N \pi_{i,t} \times dw_{i,t} \quad (8),$$

където $\pi_{i,t}$ 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 същественото ниво на инфлация съществуват множество показатели, сред които трябва да изберем най-подходящия. Уайн посочва няколко критерия за избор на индикатор за съществената инфлация (Уупе, 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) изборният 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 обществеността 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 наблюдение⁷, и 6) желателно е изборният 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 кватрична грешка). Тази грешка може да представим чрез следната формула:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_t^c - \hat{\pi}_t)^2} \quad (9),$$

където π_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 кандигат-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 кандигат-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:

$$RMSFE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_t^c - \pi_{t+12})^2}, \quad (10),$$

където π_t^c отново е индикатор на съществената инфлация в момента t , а π_{t+12} е общата инфлация една година напред⁸. 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 съпоставяне за такъв кратък период от време.

II. Анализ на данните

1. Относителни цени

Концепцията за съществена инфлация изглежда непосредствено свързана с развитието на относителните цени⁹. 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 уравнирява търсенето и предлагането, а поради социални или други причини едни цени се поддържаха ниски, а други изкуствено високи¹⁰. 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:

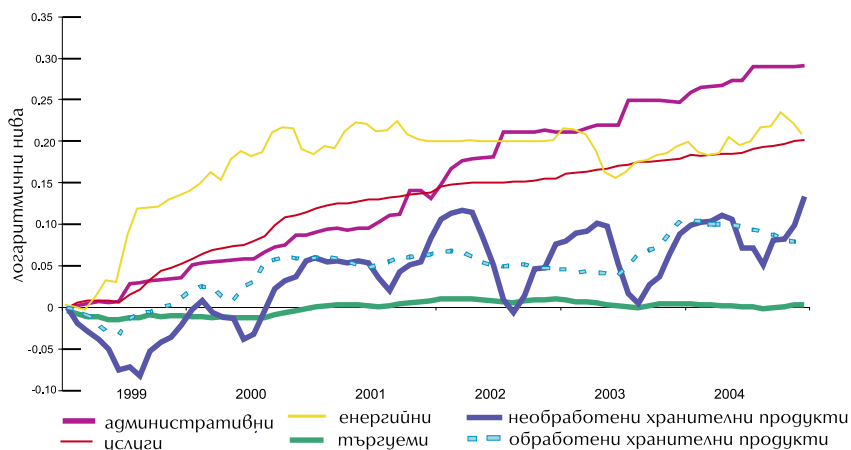
1. Административни или контролирани цени. Те не се изменят непрестанно, а в резултат от решения на правителството. Тук се включват цените на тютюневите продукти, водоснабдяването, електро-, топлоенергията, лекарствата, пощенските и телефонните услуги, които остават под регулация в разглеждания период 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 месеца¹². 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 неговии консуматори, докато посъпването на петрола в началото на 2003 г. е предизвикано от военния конфликт в Ирак.

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 нетъргуеми. 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 период, 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. Търгуеми стоки. Тук включваме всички останали търгуеми стоки, които неизбежно се влияят от цените на международните пазари. За чисто търгуемите 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 търгуемите стоки във времето е слабо динамично, което показва, че цените на тези стоки не са се изменили съществено за разглеждания период.

Ако съпоставим *услугите (нетъргуеми)* и *търгуемите 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 положителна¹⁴. Бол и Манкив (Ball and Mankiw, 1995) изграждат модел, който изследва въпроса с относителните цени в страните в преход, където, ако приемем негъвкавостта 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 Елwertовски (Vining and Elwertowski, 1976) предположат 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:

$$\pi_{i,t}^h = 100 \times \left[\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-h}} \right] - 100 \quad (11),$$

където $p_{i,t}$ 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, някои 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 тренд¹⁵.

Графика 2



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. Като 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 показатели 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:

$$m_{q,t}^h = \sum_i w_{i,t} (\pi_{i,t}^h - \bar{\pi}_{i,t}^h)^q \quad (12),$$

където $\bar{\pi}_{i,t}^h$ 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 застъбчават 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 месечна 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 Рожър 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 отдиха¹⁸, и цената на пътническият железопътен транспорт¹⁹. 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. Кангигат-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 стандартно 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 инфлация²⁰, 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 Еджуърт, тъй ка-

²⁰ Например за Великобритания (Ball and Makniw, 1995), за Португалия (Marques, Neves and Sarmiento, 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 кандидат-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**, който 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 постоянно 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 Еджурт	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% отгясно и в целия диапазон отляво на разпределението.

V. Заключение

След направеното сравнение трудно можем на този етап категорично да открием 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 банки²¹.

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 регламентирани цени, така и силно променливите цени на необработваемите и сезонни стоки и енергийни продукти или както го нарекохме в изследването – нетна инфлация²². При предварително направените тестове, базисната инфлация с нищо не превъзхожда останалите (**RMSE=4.8**, **RMSFE=6.2**), докато нетната инфлация определено има по-добри 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 Sarmiento, 2000)²³. Някой може да възрази, че показателите на съществената инфлация имат малки тегла в общите потребителски разходи²⁴. 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 растителни масла 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, неклассифицирани 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	0.2	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, мате- риали 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 железо- пътен 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 пог. апарати и услуги	0.04	0.5	1.6	5.9	2.7	3.8	7.3
Апарати за приемане, записване и възпроиз- веждане на звук и образ	0.00	-0.4	-1.3	-5.7	1.1	2.0	5.9
Фотографска и кинема- тографска техника, оп- тични уреди и оборудване	0.00	0.0	-0.2	-0.1	1.3	1.8	2.8
Персонални компютри и спомогателно оборудване за обработка на инфор- мацията	0.00	-0.4	-1.1	-4.4	1.0	1.8	4.9
Носители на записи за аудио-визуална, фото- графска 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 цъветарство	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 услуги 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 отпоч	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 elsewhere	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

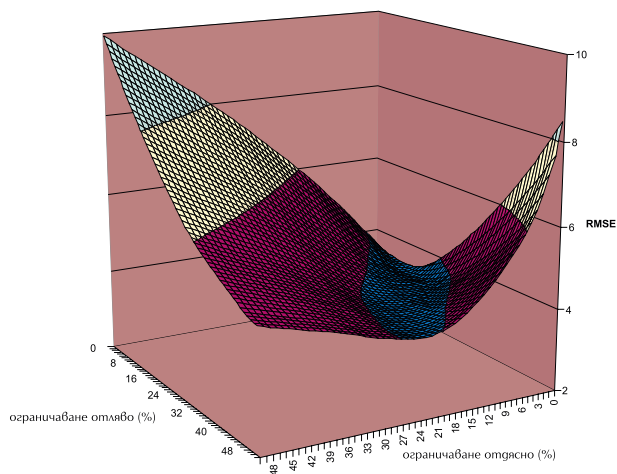
**СТОЙНОСТИ ЗА ГРЕШКИТЕ НА ПОКАЗАТЕЛИТЕ
ОТ ТИПА „EX FOOD AND ENERGY“ ПРИ СЛЕДВАНЕ НА ТРЕНДА**

	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

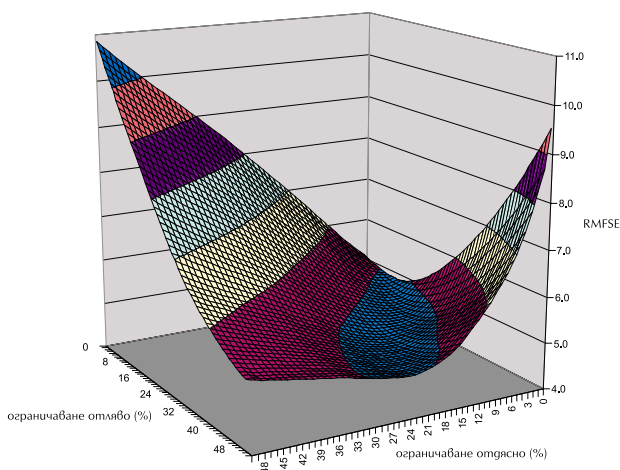
ГРЕШКА (RMSE) НА ПОКАЗАТЕЛИТЕ С ОГРАНИЧЕНИ РАЗПРЕДЕЛЕНИЯ ПРИ ПРОСЛЕДЯВАНЕ НА ТРЕНДА



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 Explicit Targets 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.

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 рационаране 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/18/2001 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 Негелчев
- 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 рაციониране 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.
Прегизвикателства 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
- DP/33/2003 Моделиране на инфлацията в България
Калин Христов, Михаил Михайлов
- DP/34/2003 Competitiveness of the Bulgarian Economy
Konstantin Pashev
- DP/35/2003 Exploring the Currency Board Mechanics: a Basic Formal Model
Jean Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky
- DP/36/2003 Съставен конюнктурен индикатор за българската промишленост
Цветан Цалински
- DP/37/2003 The Demand for Euro Cash: A Theoretical Model and Monetary Policy Implications
Franz Seitz
- DP/38/2004 Равнище на доверие във валутния режим в България през 1991–2003 г. Начален опит за калибрация
Георги Ганев
- DP/39/2004 Credibility and Adjustment: Gold Standards Versus Currency Boards
Jean Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky
- DP/40/2004 Паричният съвет: The only game in town
Калин Христов
- DP/41/2004 The Relationship between Real Convergence and the Real Exchange Rate: the Case of Bulgaria
Mariella Nenova
- DP/42/2004 Effective Taxation of Labor, Capital and Consumption in Bulgaria
Plamen Kaloyanchev
- DP/43/2004 Платежният баланс на Царство България от 1911 г.
г-р Мартин Иванов
- DP/44/2004 Beliefs about Exchange-rate Stability: Survey Evidence from the Currency Board in Bulgaria
Neven T. Valev, John A. Carlson
- DP/45/2005 Възможности за съставяне и използване на баланс на паричния оборот
Методи Христов
- DP/46/2005 The Microeconomic Impact of Financial Crises: The Case of Bulgaria
Jonathon Adams-Kane, Jamus Jerome Lim
- DP/47/2005 Лихвените спредове на търговските банки в България
Михаил Михайлов
- DP/48/2005 Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България
Калоян Ганев