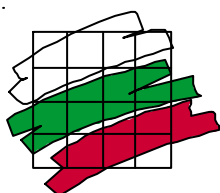


СЕРИЯ ИКОНОМИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ

**СТАТИСТИЧЕСКИ ОЦЕНКИ НА ОТКЛОНЕНИЯТА ОТ
МАКРОИКОНОМИЧЕСКИЯ ПОТЕНЦИАЛ.
ПРИЛОЖЕНИЕ ЗА ИКОНОМИКАТА НА БЪЛГАРИЯ**

Калоян Ганев



**АГЕНЦИЯ ЗА ИКОНОМИЧЕСКИ
АНАЛИЗИ И ПРОГНОЗИ**

ул. „Аксаков“ 31, София 1000, България

© Агенция за икономически анализи и прогнози 2004

София 1000, ул. „Аксаков“ №31

тел.: 980 04 84, 980 24 74

факс: 981 33 58, 980 93 22

e-mail: aeaf@aeaf.minfin.bg

www.aeaf.minfin.bg

Всички права запазени. Никакви части от тази публикация не могат да бъдат репродуцирани, съхранявани (запометявани) или разпространявани чрез електронни системи, фотокопиране или чрез други способи без предварителното изрично писмено съгласие на Агенцията за икономически анализи и прогнози.

ISSN 954-567-049-5

*Позоваването на публикацията на АИАП „СЕРИЯ КОНЮНКТУРНИ ОБЗОРИ“
при препечатване на информация е задължително.*

Съдържание

1 ВЪВЕДЕНИЕ	2
2 МАКРОИКОНОМИЧЕСКИ ПОТЕНЦИАЛ – УТОЧНЯВАЩИ ДЕФИНИЦИИ	2
3 ОСНОВНИ ГРУПИ ПОДХОДИ ЗА ОЦЕНКА	3
3.1 ОЦЕНКА С ПОМОЩТА НА ЛИНЕЕН И КВАДРАТИЧЕН ТРЕНД.....	3
3.2 ОЦЕНКИ С ПОМОЩТА НА ПРОИЗВОДСТВЕНА ФУНКЦИЯ.....	5
3.3 ОЦЕНКА С ПОМОЩТА НА ФИЛТРИ	6
3.3.1 Филтър на Hodrick и Prescott	6
3.3.2 Band-pass филтри	8
3.3.3 Филтър на Baxter и King.....	9
3.3.4 Филтър на Christiano и Fitzgerald	10
3.3.5 Модели с ненаблюдавани коефициенти с едно уравнение	11
3.4 ОЦЕНКА С ПОМОЩТА НА СМЕСЕНИ МЕТОДИ.....	13
3.4.1 Подход на Kuttner	13
3.4.2 Подход на Gerlach и Smets	14
3.4.3 Приложение на частен случай на обобщения модел на Kuttner за България.....	14
4 ИЗВОДИ	16
ПРИЛОЖЕНИЯ	20
ПРИЛОЖЕНИЕ 1	20
ПРИЛОЖЕНИЕ 2	24
ЛИТЕРАТУРА	25

1 Въведение

Изследването на макроикономическия потенциал и отклоненията от него е една от сравнително новите и интересни, но и доста противоречиви области на икономическия анализ. През последните години темата добива все по-голяма популярност и поради факта, че възможностите за икономически растеж вследствие откриване и използване на производствените ресурси в световен план намаляват и се търсят начини за пълноценното им оползотворяване. Освен това, равнището на потенциалното производство е важен ориентир за провеждането на паричната и фискалната политика и служи за определяне на други важни показатели като естественото равнище на безработица¹ и цикличната позиция на икономиката.

От друга страна обаче няма единно мнение по това как трябва да се пресмятат отклоненията от потенциала и не съществуват еднозначно възприети методи и модели за оценка. Вследствие на това, различните институции, занимаващи се с прогнозиране и планиране, публикуват, а понякога и правят международни сравнения на този показател, въпреки че пресмятанията са извършени по принципно различаващи се начини.

Статията има за цел да направи преглед на статистическите подходи, използвани при оценката на отклоненията от икономическия потенциал, както и да представи някои резултати за този показател за икономиката на България.

2 Макроикономически потенциал – уточняващи дефиниции

Следната дефиниция на макроикономическия потенциал отразява възприетото третиране на термина в литературата и се базира в значителна степен на дефиницията на Okun [18].

***Дефиниция 1:** Макроикономическият потенциал представлява максимума, който може да произведе дадена икономика, без това да я претовари и да доведе до нежелани явления. Под нежелани явления се разбира най-вече ускоряване на темпа на инфлацията и произтичащите от това последици.*

¹ По-точното наименование на този показател, използвано в съвременната литература, е “равнище на безработицата, което не ускорява инфлацията” (non-accelerating inflation rate of unemployment, NAIRU).

Дефиниция 2: Под “ножица на brutния продукт”² ще разбираме разликата между потенциалния и фактическия брутен продукт.

Когато тази разлика е положителна, съответната икономика не оползотворява изцяло производствените си ресурси, а когато е отрицателна, икономиката “прегрява”.

3 Основни групи подходи за оценка

Съществуват няколко подхода към оценката на производствения потенциал. Единият от тях е оценката с помощта на линеен или квадратичен тренд. Другите методи се свеждат до спецификация и оценка на макроикономическата производствена функция. Третата група се основава в значителна степен на чисто статистически техники и се свежда до използването на динамични оценки с помощта на филтри.

3.1 Оценка с помощта на линеен и квадратичен тренд

Използването на оценките с помощта на извличане на линеен или квадратичен тренд от редовете от данни не се основава на съществуваща или предполагаема структурна зависимост в икономиката. Изграждането на такъв модел се базира единствено на предположението, че икономическите редове от данни се характеризират с известна инерция, която се изразява в зависимост на по-новите данни от по-старите. Използването на линеен тренд е обосновано там, където няма големи колебания в данните, и най-вече там, където не се наблюдават съществени промени в развитието на структурата на процеса.³

Методът се свежда до оценка на едно от следните две уравнения, съответно за линеен и квадратичен тренд:

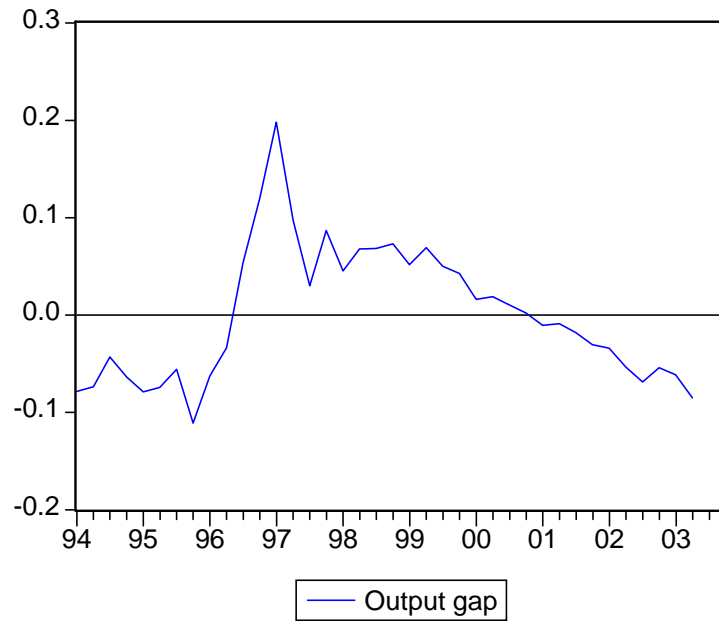
$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \varepsilon_t \quad (2)$$

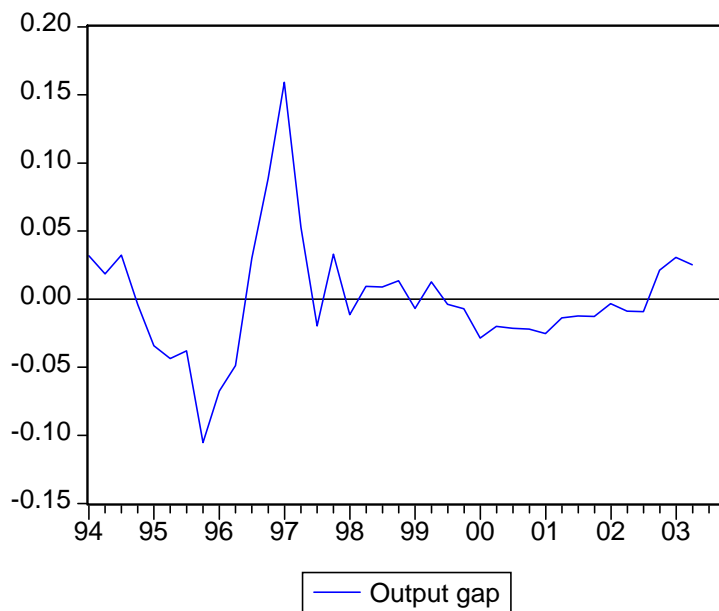
Резултатите от оценката на двете уравнения с данни за България са представени съответно на фиг. 1 и фиг. 2. Използвани са логаритми на тримесечни сезонно изгладени данни за БВП по средни цени от 1996 г. за периода първо тримесечие на 1994 г. – второ тримесечие на 2003 г.

² На английски терминът е *output gap*.

³ Т.нар. *structural breaks*.



Фиг. 1: Ножица на БВП, получена с линеен тренд



Фиг. 2: Ножица на БВП, получена с квадратичен тренд

Отрицателните стойности съответстват на т.нар. “инфлационна ножица”, т.е. на прегряване на икономиката, а положителните – на т.нар. “рецесионна ножица”, т.е. на състояния, в които фактическият брутен продукт е под потенциалния.⁴

Понеже в данните за brutния вътрешен продукт се наблюдава промяна на структурата на процеса, генериращ данните, линейният тренд е изцяло неподходящ за описване на насоката на развитие (наклонът на регресионната права описва неправилно посоката и динамиката на развитие). Поради това, резултатите от неговото приложение няма да бъдат коментирани в изводите.

Оценката, получена с помощта на квадратичен тренд, е по-достоверна, тъй като отчита тази промяна в структурата. Въпреки че моделът е доста опростен и не се основава на структурни икономически зависимости, като първо приближение към реалността той дава известни възможности за извършване на анализ на показателя.

3.2 Оценки с помощта на производствена функция

Използването на производствена функция, от една страна, има своите предимства, тъй като позволява отразяване на производствената структура на икономиката, като обвързва директно производството с факторите, които го определят. Недостатъците на този подход се свързват най-вече с определянето на конкретния вид на производствената функция, както и с факта, че нивото на технологично развитие, което е важен фактор на растежа, е ненаблюдаван компонент. Освен това, не съществуват точни измерители и за наблюдаваните фактори на икономическия растеж (труд, физически капитал и човешки капитал)⁵ и всяка неточност в измерването им се отразява пряко върху оценката на потенциала, както и върху последващите интерпретации.

Подходът с производствена функция няма да бъде разглеждан в подробности, тъй като той сам по себе си изисква отделно изследване.

⁴ Когато в дадена икономика част от производствените мощности бездействат, наименованието “инфлационна ножица” може да се окаже неточно, тъй като в такива случаи “прегриването” на икономиката не винаги е свързано с инфлационни процеси, поради влияние на други фактори, действащи в обратната посока. В случая на България такива фактори са: ограниченията върху паричната политика на централната банка с въвеждането на валутния борд, строгите правила относно функционирането на търговските банки, а също така и липсата на достатъчно силно и платежоспособно търсене.

⁵ Образование, квалификации, умения, здраве и пр.

3.3 Оценка с помощта на филтри

Филтрирането принадлежи към групата на чисто статистическите инструменти. Общото между повечето от тях е, че не се основават на някакво предположение за структурата на икономиката. Оценката на икономическия потенциал се извършва посредством декомпозиране на производството на циклична компонента и тренд. Цикличната компонента се приема за “ножицата” на брутния продукт, а трендът – за потенциалното производство.

Класически примери за такива инструменти са филтрите, разработени от Baxter и King [2] и Hodrick и Prescott [14]. Те принадлежат към класа на т.нар. еднопроцесни филтри, тъй като работят само с един статистически ред. Характерното за тези два филтъра е, че качеството на оценките при работа с макроикономически данни е сравнително ниско, особено в краищата на използваните извадки, които представляват интерес за икономическата политика.⁶

3.3.1 Филтър на Hodrick и Prescott

През 1997 г. в статията си Hodrick и Prescott предлагат филтър за декомпозиране на времеви редове, варианти на който се използват широко при анализа на икономически величини, характеризиращи се с циклично поведение във времето. Използването на филтъра се състои в минимизирането относно \bar{y}_t на израза:

$$HP = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1})]^2, \quad (3)$$

където y_t е логаритъмът на фактическия брутен продукт, \bar{y}_t е трендът, а $\lambda > 0$ е параметърът на изглаждане. Колкото по-голям е този параметър, толкова по-гладък е полученият тренд. За тримесечни данни обикновено се избира стойност 1600. Изборът на тази стойност не е теоретично обоснован, но тя често се препоръчва за използване от практиците и е програмирана в статистическите и иконометричните софтуерни пакети.

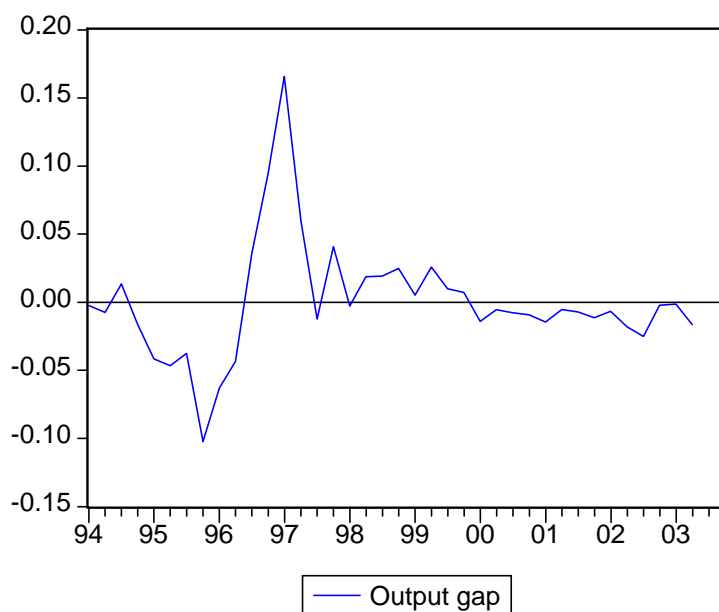
Предположението в случая (както и при останалите филтри) е, че наблюдаваният ред от стойности на брутния продукт може да бъде разложен на две ортогонални компоненти – тренд и циклична компонента:

⁶ За критиките относно използването на двата филтъра за анализ на макроикономически редове вж. например Guay и St-Amant [12] или Harvey и Jaeger [13].

$$y_t \equiv \bar{y}_t + z_t. \quad (4)$$

В това уравнение z_t се явява процентът на ножицата на БВП спрямо потенциалния БВП.⁷ На практика, цикличната компонента се явява като остатък - разлика между фактическия (наблюдавания) и потенциалния (тренда) брутен продукт. Уравнение (4) присъства в уравнение (3) – първият член от израза вдясно от знака за равенство представлява именно сума от квадратите на разликата между фактическия и потенциалния брутен продукт или “ножицата на брутния продукт”. Прилагането на филтъра към съответния статистически ред води до извличане на гладък тренд, като разликата между фактическите и получените стойности е “ножицата” на брутния продукт.

Резултатът от пресмятанятията с филтъра на Hodrick и Prescott са представени на фиг. 3.



Фиг. 3: Ножица на БВП, получена с филтъра на Hodrick и Prescott

⁷ Тъй като това е логаритъм от абсолютната стойност на ножицата, Z_t , може да се

$$\text{покаже, че от } z_t = y_t - \bar{y}_t = \ln Y_t - \ln \bar{Y}_t = \ln \frac{Y_t}{\bar{Y}_t} = \ln \left(\frac{\bar{Y}_t + Z_t}{\bar{Y}_t} \right) = \ln \left(1 + \frac{Z_t}{\bar{Y}_t} \right)$$

и от $z_t \approx \ln(1 + z_t)$ при малки стойности на z_t , следва, че: $z_t \approx \frac{Z_t}{\bar{Y}_t}$.

3.3.2 Band-pass филтри

Теорията за бизнес циклите третира колебанията на икономиката в краткосрочен до средносрочен план. Обикновено се приема, че дължината на тези колебания е между 6 и 32 тримесечия.

При анализа на колебанията често се използват инструментите на спектралния анализ. Според теоремата за спектралното представяне, всеки ред от данни от даден клас може да бъде разложен на компоненти, които образуват неговия спектър. Разлагането се осъществява с т.нар. *идеален band-pass филтър*. Той обаче е само теоретична постановка, тъй като е приложим само за ред с безкраен брой елементи и затова на практика се използват различни негови варианти, за да се получи достоверно приближение.

Наименованието на този вид филтри идва от тяхната същност – целта е да се изолират всички компоненти с дадена честота, която не излиза от определен диапазон (band), като всички останали се елиминират (филтрират).

Идеалният филтър може да бъде записан най-общо като:

$$\hat{y}_t = B(L)y_t = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} B_j y_{t-j}, \quad (5)$$

където:

$$B_j = \frac{\sin(2\pi j / p_l) - \sin(2\pi j / p_u)}{\pi j}, \quad j \geq 1$$
$$B_0 = \frac{2p_l - 2p_u}{p_l p_u}, \quad (6)$$

а p_l и p_u задават съответно стойностите на минималния и максималния период на цикъл.

В практиката най-често се използват филтрите на Baxter и King и на Christiano и Fitzgerald като оптимални приближения към идеалния филтър.

3.3.3 Филтър на Baxter и King

Филтърът на Baxter и King представлява линейна трансформация на данните, при която се минимизира интегралът на квадрата на грешката от приближението $\hat{B}^{p,p}$ при ограничение $\hat{B}^{p,p}(1) = 0$:

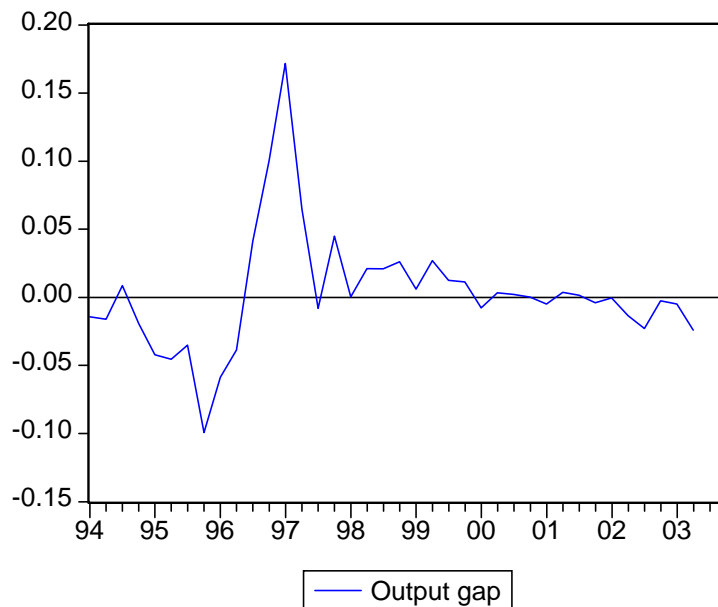
$$\min_{\hat{B}^{p,p}} \left(\int_{-\pi}^{\pi} \left| \hat{B}^{p,p}(e^{-i\omega}) - B(e^{-i\omega}) \right|^2 d\omega \right), \quad (7)$$

където:

$$B(e^{-i\omega}) = \begin{cases} 1, & \text{ако } \omega \in (a, b) \cup (-b, -a), \quad a > 0 \\ 0, & \text{в противен случай} \end{cases}, \quad (8)$$

$\{(a, b) \cup (-b, -a)\}$ принадлежи на интервала на вариация на тренда $(-\pi, \pi)$, а i е имагинерното число.⁸

Резултатите от приложението на филтъра са представени на фиг. 4.



Фиг. 4: Ножица на БВП, получена с филтър на Baxter и King

⁸ По формулата на Euler $e^{ix} = \cos x + i \sin x$.

3.3.4 Филтър на Christiano и Fitzgerald

Филтърът на Christiano и Fitzgerald е подобрена версия на филтъра на Baxter и King. Той също представлява линейно приближение на идеалния филтър⁹, при което се минимизира средноквадратичната грешка между резултата при идеалния филтър и резултата при приближението. За целта следва да бъде оценено разпределението на времевия ред от фактически стойности. Вариантите за разлагане на компоненти са два:

- Приемане на предположение, че фактическият времеви ред може да се характеризира като случайно блуждаене. В такъв случай филтърът се пресмята по формулата:

$$\hat{y}_t = B_0 x_t + B_1 x_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} + \tilde{B}_{T-t} x_T + \\ + B_1 x_{t-1} + \dots + B_{t-2} x_2 + \hat{B}_{t-1} x_1, \quad (9) \\ t = 3, 4, \dots, T - 2$$

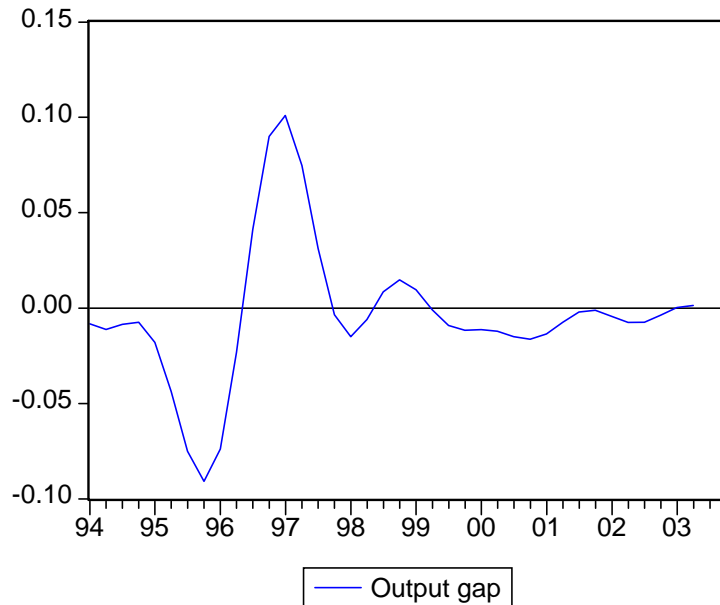
където \tilde{B}_{T-t} и \hat{B}_{t-1} са линейни комбинации от B_j . В нашия случай стойностите на минималния и максималния период на цикъл са съответно 6 и 32.

- В случаите, в които предположението за случайно блуждаене е неправдоподобно, е необходимо преди това да бъде определена стохастичната форма на времевия ред. Когато редът е стационарен относно тренда или относно първите си разлики, но има ненулева средна, тя трябва да бъде премахната преди извършването на анализа.¹⁰

Резултатите от приложението на филтъра са представени на фиг. 5.

⁹ Ще отбележим, че самият идеален филтър е линейна трансформация на фактическите данни.

¹⁰ В иконометрията този процес е известен като премахване на тенденция/дрейф (*drift*).



Фиг. 5: Ножица на БВП, получена с филтър на Christiano и Fitzgerald

3.3.5 Модели с ненаблюдавани коефициенти с едно уравнение

Оценката с този подход се базира на предложените от Watson [24] и Clark [5] начини. Използва се разлагането на наблюдавания статистически ред (в случая БВП), показано в уравнение (4), а именно:

$$y_t = \bar{y}_t + z_t.$$

Тук се приема, че всяка от двете компоненти на реда (които са ненаблюдавани), се развива във времето съгласно избрана схема. За потенциалния продукт (тренда) се приема, че е случайно блуждаене от втори ред¹¹:

$$\bar{y}_t = \mu_{t-1} + \bar{y}_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

където $u_t \sim NID(0, \sigma_u^2)$. Освен това, самата тенденция се развива като случайно блуждаене:

¹¹ Общият вид на такъв процес е $(1-L)^2 y_t = \varepsilon_t$, където L е лаговият оператор, а $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

$$\mu_{t+1} = \mu_t + v_{t+1}, \quad (11)$$

където $v_t \sim NID(0, \sigma_v^2)$. За цикличната компонента z_t се приема, че следва процес $AR(2)$:

$$z_t = \theta_1 z_{t-1} + \theta_2 z_{t-2} + w_t, \quad (12)$$

където $w_t \sim NID(0, \sigma_w^2)$. За да бъде извършена оценката, системата трябва да бъде записана в т.нар. вид на *пространство на състоянията*¹²:

$$y_t = [1 \quad 1 \quad 0 \quad 0] \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ z_t \\ z_{t-1} \\ \mu_t \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$\begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ z_t \\ z_{t-1} \\ \mu_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_{t-1} \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ \mu_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}. \quad (14)$$

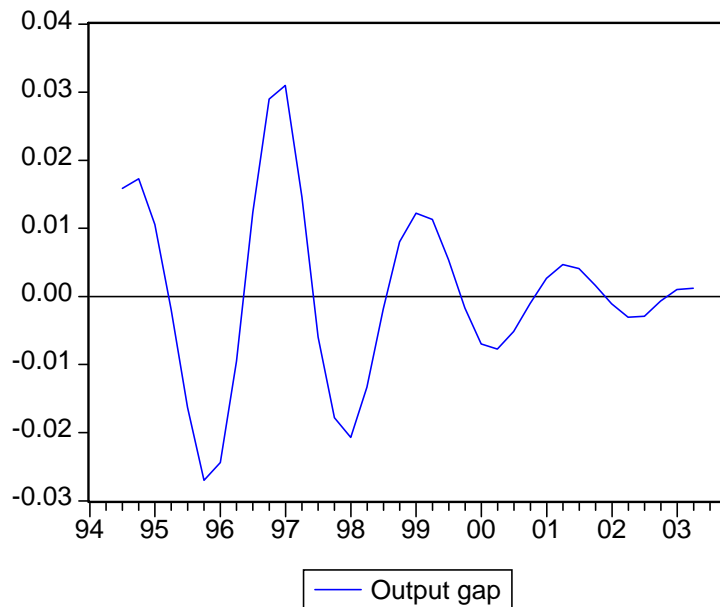
Оценката на модела се извършва, като се използва филтърът на Kalman и Вису за максимизиране на функцията на правдоподобие:

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T |\ln F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T q_t' F_t^{-1} q_t, \quad (15)$$

където T е броят на наблюденията, q_t са прогнозните грешки, а F_t е матрицата от средноквадратичните грешки.

Освен Watson и Clark, подобен метод използват и Harvey и Jaeger [13].

¹² От англ. *state-space*.



Фиг. 6: Ножица на БВП, получена от модел с ненаблюдавани компоненти с едно уравнение

3.4 Оценка с помощта на смесени методи

Поради описаните недостатъци на еднопроцесните филтри са правени редица опити за комбиниране на филтърния подход с въвеждане на елементи от икономическа структура. Този тип модели образува класа на т.нар. многопроцесни филтри. Допълнителната информация за структурата може да се въвежда чрез варианти на кривата на Philips, чрез зависимости, третиращи закона на Okun, чрез мерки за натоварване на производствените мощности и пр. Подобни подходи могат да бъдат разгледани например в *Giorno et al.* [11], *St-Amant and van Norden* [22], *Bautista* [1] и др.

Тези практически приложения използват основно подходите на *Kuttner* [15] и *Gerlach и Smets* [9]. Оценките се извършват с алгоритми, които използват метода на максимално правдоподобие и филтъра на *Kalman* и *Вису*.

3.4.1 Подход на Kuttner

Kuttner допълва модела, зададен от системата от уравнения (13) и (14), с уравнение на крива на Филипс, в което измененията в темпа на инфлацията са обвързани с измененията в ножицата на БВП:

$$\Delta\pi_t = \eta_1 + \eta_2\Delta y_t + \eta_3 z_t + \gamma(L)\varepsilon_t, \quad (16)$$

където $\gamma(L) = 1 + \gamma_1 L + \dots + \gamma_q L^q$, $L^s x_t = x_{t-s}$.

Освен измененията на инфлацията, като зависима променлива могат да се използват например измененията в равнището на безработица или друга подходяща променлива. В зависимост от конкретния случай се избира и дължината на лага, който се използва за остатъците. Понеже в зависимост от дължината на лага, а и поради известната свобода на избор на зависимата променлива моделът може да придобие различен (функционален) вид, той се нарича още “обобщен модел на Kuttner”. Например, ако $s = 0$, $\gamma(L) = 1$, т.е. остатъците се характеризират като бял шум със средна стойност 0.

3.4.2 Подход на Gerlach и Smets

Този подход е много подобен на този на Kuttner, с изключение на това, че измененията на brutния продукт не присъстват като регресор в допълнителното, второ уравнение:

$$\Delta\pi_t = \eta_1 + \eta_2 z_t + \gamma(L)\varepsilon_t. \quad (17)$$

3.4.3 Приложение на частен случай на обобщения модел на Kuttner за България

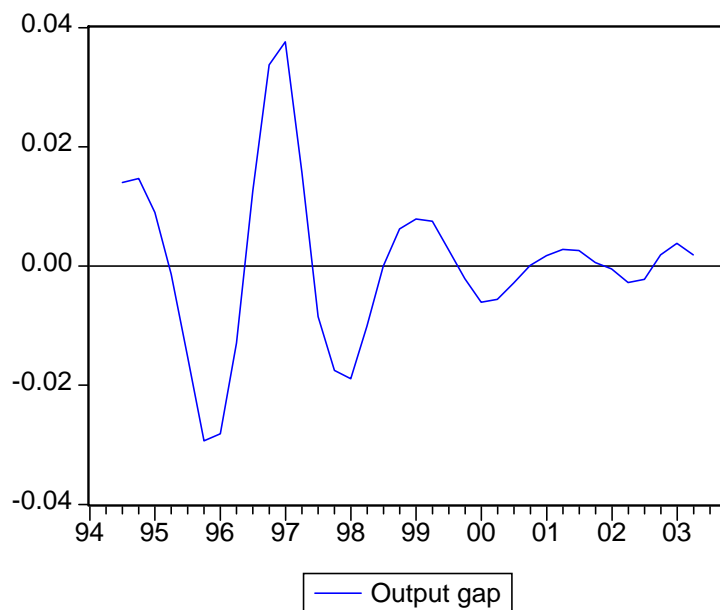
Използването на инфлацията като зависима променлива не води до смислени резултати при прилагане на подхода с повече от едно уравнение. Поради това, като зависима променлива са използвани измененията в равнището на безработица. Логиката е следната: тъй като в периоди на икономическо оживление се очаква равнището на безработица да намалява, а обратно - в периоди на рецесия да се увеличава, то има смисъл да се търси връзка между цикличното движение на brutния вътрешен продукт и динамиката на безработицата.

Използването на изменението на безработицата, а не на самата променлива на ниво, се налага и от факта, че в модела на Kuttner зависимата променлива трябва да е стационарна, което в случая се постига с вземане на първи разлики.

За наличните статистически данни за икономиката на България е използвана следната спецификация на модела на Kuttner, като оценката е извършена с програмата *GAP*® съгласно описаните в Maravall and Planas [16] методи:

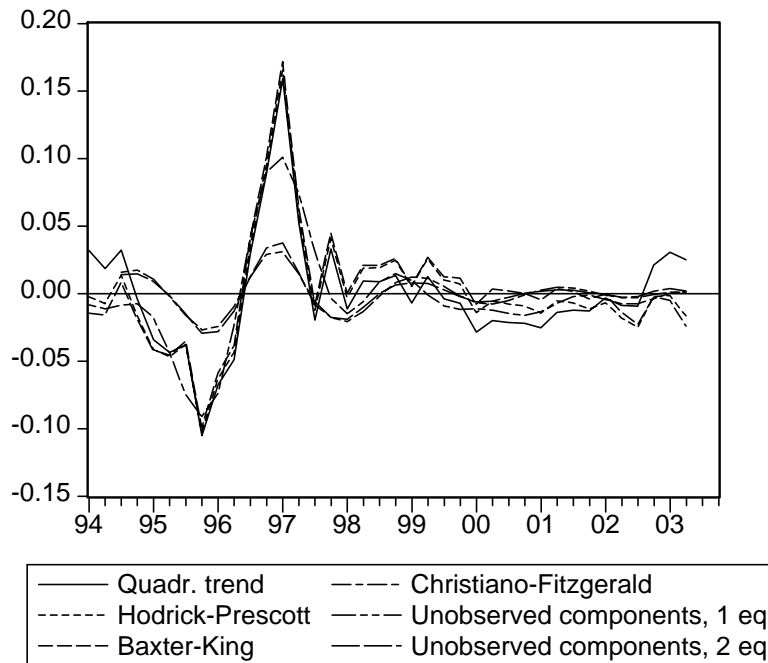
$$\begin{aligned}
 y_t &= \bar{y}_t + z_t \\
 \bar{y}_t &= \mu_{t-1} + y_{t-1} + u_t \\
 \mu_{t+1} &= \mu_t + v_{t+1} \\
 z_t &= \theta_1 z_{t-1} + \theta_2 z_{t-2} + w_t \\
 \Delta un_t &= \eta_1 + \eta_2 \Delta y_t + \eta_3 z_t + \eta_4 D_t + \sum_{i=0}^3 \phi_i \varepsilon_{t-1}
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

където un_t е равнището на безработица в момента t , D_t е фиктивна (dummy) променлива¹³, а $\phi_0 = 1$.



Фиг. 7: Ножица на БВП, получена от модел с ненаблюдавани компоненти с две уравнения

¹³ Стойностите ѝ са единица за периода IV тримесечие на 1996 г. - II тримесечие на 1997 г. и нула в останалите случаи. Тази променлива е използвана за моделиране на нетипично голямото нарастване на безработицата (съответно намаление на производството) през тези три тримесечия.



Фиг. 8: Ножица на БВП, всички методи (без линеен тренд)

4 Изводи

Коментирането на резултатите за икономиката на България е в известен смисъл проблематично, от гледна точка на това, че според бизнес анкетите, провеждани от Националния статистически институт, голяма част от производствените мощности (до 40%) бездействат. На пръв поглед може да бъде направен изводът, че е възможно наличие на известен дял бездействащи мощности, например поради слабото вътрешно търсене. Нелогично е обаче да се приеме, че предприемачите масово инвестират в почти два пъти повече мощности, отколкото реално могат да използват - т.е. подобна хипотеза би означавала, че те или изобщо не могат да предвиждат рационално бизнес средата или разполагат с излишни средства, които харчат за необосновани инвестиционни разходи. Очевидно е, че тези хипотези не са реалистични. В тази връзка понятието за макроикономически потенциал трябва да се разглежда от малко по-различен ъгъл. От гледна точка на използваните в световната литература дефиниции би следвало да се заключи, че при тази висока степен на бездействие на физическия капитал и при все още високите стойности на процента на безработица, фактическият брутен продукт би следвало също да се намира на много

по-ниско равнище от своя потенциал (т.е. ножицата на brutния продукт да е съизмерима с процента на бездействащите мощности).

От друга страна обаче е спорен въпросът дали неизползваните физически мощности (доколкото такива реално съществуват) биха допринесли за икономическия растеж, ако бъдат включени в производството. Твърде възможно е голяма част от физическия капитал, намиращ се в производствените предприятия, да е икономически неефективен, а дори и изцяло неизползваем.¹⁴ Предполаганото му състояние в голяма степен се определя от това дали той е създаден с инвестиции “на зелено”, чрез приватизация на активи, създадени преди 10, 15 или повече години, с комбинация от двете и др. Също така е възможно информацията, получена от проведените анкети да не е надеждна, поради нереална преценка на анкетиранията лица за това колко може да произвежда едно предприятие при нормално натоварване.¹⁵

Аналогично, известна част от безработните притежават квалификация, която, от една страна, не отговаря на търсените характеристики от страна на работодателите, а от друга страна, знанията и уменията им са “морално остарели” и не биха били приложими в съвременен тип производство без допълнителна квалификация и преквалификация. Освен това, след повече от 10 години структурна реформа, в групата на безработните се е оформило ядро от дългосрочно безработни, които или в даден момент излизат от работната сила, след като изгубят надежда за намиране на работа, или, въпреки че продължават поне формално да търсят работа, са изгубили умения, навици и връзки с упражняваната от тях професия преди време.

С оглед на горните разсъждения, би било логично да се приеме, че потенциалният продукт е този продукт, който може да се произведе с пълноценно натоварване на икономически ефективните и използвани производствени ресурси. Те също могат да бездействат за определени периоди, което би довело и до циклично движение на икономиката.

Получените от различните методи резултати показват различия в големината, а в някои от случаите и в посоката (знака) на отклоненията от потенциала. Въпреки това оценките са близки помежду си, поне като динамика на развитието на показателя “ножица на БВП”, което може да бъде установено и от корелациите, представени в приложение 1,

¹⁴ Това може да се дължи на морално остаряване, на изгубени пазари, съществували до разпада на Съвета за икономическа взаимопомощ (СИВ), на изменения в характеристиките на потреблението в страната, на наличието на по-ефективни производители и вносители и др.

¹⁵ Тук вероятно би била уместна аналогията с нормална работа на икономиката при наличие на производствени фактори с определени качества и нейното прегряване при свръхнатоварване. Разбира се, всичко казано дотук е в сферата на предположенията.

таблица 2. Изводът, който може да бъде направен с голяма доза увереност е, че в края на изследвания период икономиката почти достига своя потенциал (отклоненията се измерват от няколко десети от процента до максимум 2.5%). Освен това, като анализ на резултата от провеждането на стабилизационни политики от момента на финансовата и икономическа криза в края на 1996г. и началото на 1997г. може да се посочи, че е постигнато силно изглаждане на икономическия цикъл, т.е. налице е все по-лесно предвидима икономическа среда. За сравнение, в първата половина на изследвания период оценките на цикличното движение показват големи отклонения, като за периода до средата на 1996г. се наблюдава ножица от тип, който предполага генерирането на инфлационни процеси, а след това следва срив на икономическата система и съответно спад на производството под потенциала.

От гледна точка на бъдещото развитие на показателя, най-удачно би било да се използват оценените модели с ненаблюдавани компоненти като иконометрична база за прогнозиране. Филтрите на Hodrick и Prescott, Baxter и King, и Christiano и Fitzgerald не водят до особено надеждни резултати за последните няколко наблюдения от оценявания период, което е признато и от някои от авторите на филтрите. Вследствие на това може да се очаква, че и качеството на прогнозите ще бъде влошено. Оценките с помощта на линеен и квадратичен тренд биха могли да се използват за оценка на бъдещото развитие на тренда (потенциалния брутен продукт). Отклоненията от него обаче не могат да се прогнозира директно, тъй като представляват една чисто остатъчна величина, за която не е известна схемата й като процес, генериращ данни. За целта би било необходимо да се изгради отделен иконометричен модел, който да прогнозира развитието на фактическия брутен продукт, което обаче обезсмисля самата оценка на тренда, направена тук.

Прогнозирането с помощта на моделите с ненаблюдавани компоненти е благоприятно от иконометрична гледна точка, тъй като позволява директно генериране на прогнози за ножицата на brutния продукт от оценената $AR(2)$ -схема. Необходими са единствено оценените стойности на параметрите θ_1 и θ_2 , както и стойностите на ножицата от предходните на прогнозата два периода. Разбира се, понеже в конкретния случай става въпрос за прогнозиране с тримесечни данни, натрупването на прогнозна грешка за относително кратък период ще става по-бързо, например в сравнение с модел с годишни данни и прогнозираните стойности за по-далечна перспектива биха били все по-ненадеждни.

Оценените стойности на θ_1 и θ_2 за модела с едно уравнение са съответно 1.3967 и -0.8424, а за модела с две уравнения – 1.2988 и -0.7444. И в двата случая сходимостта на процеса е явна, тъй като $|\theta_1 + \theta_2| < 1$. Това, съчетано със стойностите на оценената ножица на brutния продукт, означава, че колебанията в прогнозния период ще намаляват и икономиката ще се движи изключително близко до своя потенциал, т.е. растежът на фактическия брутен продукт приблизително ще съвпада с растежа на потенциалния.

Понеже вече беше споменато, че от знака и големината на ножицата на brutния продукт зависи дали ще е налице инфлационен натиск или не, оттук може да се заключи, че прогнозираното циклично движение няма да представлява източник на инфлационни процеси. Това означава, че развитието на общото ценово равнище в посока нарастване (ако такова се осъществи) ще се дължи на други фактори, но не и на прегряване на икономиката.

Приложения

Приложение 1

Резултати и статистики

Таблица 1: Оценки на ножицата на БВП, получени при отделните методи

Година и тримесечие	QTR	HP	BK	CF	UC, 1eq.	UC, 2eq.
1994-1	0.032	-0.002	-0.014	-0.008	NA	NA
1994-2	0.019	-0.007	-0.016	-0.011	NA	NA
1994-3	0.032	0.014	0.009	-0.009	0.016	0.014
1994-4	-0.004	-0.017	-0.019	-0.007	0.017	0.015
1995-1	-0.034	-0.042	-0.042	-0.018	0.011	0.009
1995-2	-0.044	-0.047	-0.045	-0.044	-0.002	-0.001
1995-3	-0.038	-0.038	-0.035	-0.075	-0.016	-0.015
1995-4	-0.105	-0.102	-0.099	-0.091	-0.027	-0.029
1996-1	-0.068	-0.063	-0.059	-0.074	-0.024	-0.028
1996-2	-0.049	-0.043	-0.039	-0.023	-0.010	-0.013
1996-3	0.030	0.036	0.041	0.041	0.012	0.013
1996-4	0.088	0.095	0.101	0.090	0.029	0.034
1997-1	0.159	0.166	0.172	0.101	0.031	0.038
1997-2	0.053	0.060	0.065	0.075	0.015	0.016
1997-3	-0.020	-0.012	-0.008	0.031	-0.006	-0.008
1997-4	0.033	0.041	0.045	-0.004	-0.018	-0.018
1998-1	-0.011	-0.003	0.000	-0.015	-0.021	-0.019
1998-2	0.009	0.019	0.021	-0.006	-0.013	-0.010
1998-3	0.009	0.019	0.021	0.008	-0.002	0.000
1998-4	0.014	0.025	0.026	0.015	0.008	0.006
1999-1	-0.007	0.005	0.006	0.010	0.012	0.008
1999-2	0.013	0.026	0.027	-0.001	0.011	0.008
1999-3	-0.004	0.010	0.012	-0.009	0.005	0.003
1999-4	-0.007	0.007	0.011	-0.012	-0.002	-0.002
2000-1	-0.029	-0.014	-0.008	-0.011	-0.007	-0.006

2000-2	-0.020	-0.006	0.003	-0.012	-0.008	-0.006
2000-3	-0.021	-0.008	0.002	-0.015	-0.005	-0.003
2000-4	-0.022	-0.009	0.000	-0.016	-0.001	0.000
2001-1	-0.025	-0.014	-0.005	-0.014	0.003	0.002
2001-2	-0.014	-0.005	0.004	-0.007	0.005	0.003
2001-3	-0.012	-0.007	0.001	-0.002	0.004	0.003
2001-4	-0.013	-0.011	-0.004	-0.001	0.002	0.001
2002-1	-0.003	-0.007	0.000	-0.004	-0.001	0.000
2002-2	-0.009	-0.018	-0.014	-0.008	-0.003	-0.003
2002-3	-0.009	-0.025	-0.023	-0.007	-0.003	-0.002
2002-4	0.021	-0.002	-0.003	-0.004	-0.001	0.002
2003-1	0.031	-0.001	-0.005	0.000	0.001	0.004
2003-2	0.025	-0.016	-0.024	0.001	0.001	0.002

QTR – квадратичен тренд; P – филтър на Hodrick и Prescott; BK – филтър на Baxter и King; CF – филтър на Christiano и Fitzgerald; UC – модел с ненаблюдавани компоненти

Таблица 2: Корелации между оценките, получени при отделните методи

	QTR	HP	BK	CF	UC, 1eq.	UC, 2eq.
QTR	1.000	0.952	0.929	0.877	0.717	0.793
HP	0.952	1.000	0.996	0.890	0.683	0.753
BK	0.929	0.996	1.000	0.886	0.663	0.734
CF	0.877	0.890	0.886	1.000	0.767	0.813
UC, 1eq.	0.717	0.683	0.663	0.767	1.000	0.984
UC, 2eq.	0.793	0.753	0.734	0.813	0.984	1.000

Таблица 3: Статистики, модел с линеен тренд

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.9860	0.023244	558.6884	0.0000
TREND	0.0026	0.001039	2.506961	0.0168
R-squared	0.1486	Mean dependent var		13.0368
Adjusted R-squared	0.1250	S.D. dependent var		0.0751
S.E. of regression	0.0702	Akaike info criterion		-2.4228
Sum squared resid	0.1776	Schwarz criterion		-2.3366
Log likelihood	48.0335	F-statistic		6.2849
Durbin-Watson stat	0.2833	Prob(F-statistic)		0.0168

Таблица 4: Статистики, модел с квадратичен тренд

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.1151	0.02288	573.2009	0.0000
TREND	-0.0168	0.002706	-6.1921	0.0000
TREND^2	0.0005	6.73E-05	7.3772	0.0000
R-squared	0.6668	Mean dependent var		13.0368
Adjusted R-squared	0.6477	S.D. dependent var		0.0751
S.E. of regression	0.0446	Akaike info criterion		-3.3082
Sum squared resid	0.0695	Schwarz criterion		-3.1789
Log likelihood	65.8561	F-statistic		35.0174
Durbin-Watson stat	0.6950	Prob(F-statistic)		0.0000

Таблица 5: Статистики, модел с ненаблюдавани коефициенти с 1 уравнение

	Coefficient	S.E.	t-stat
AR1:	1.3967	0.2401	5.818
R2:	-0.8424	0.15	-5.617
Trend innov var:	1.16E-03		
Trend slope var:	4.94E-06		
Cycle innov var:	4.84E-05		
-2*log-likelihood:	-132.1564		
Ljung-Box stat. Q(4)	0.4941	p-value	0.9741

Таблица 6: Статистики, модел с ненаблюдавани коефициенти с 2 уравнения

	Coefficient	S.E.	t-stat
First Equation			
AR1:	1.2988	0.3163	4.1067
AR2:	-0.7444	0.2212	-3.3658
Trend innov var:	1.11E-03		
Trend slope var:	5.53E-06		
Cycle innov var:	9.38E-05		
Ljung-Box stat. Q(4)	0.4851	p-value	0.9749
Second Equation			
Intercept:	-0.0702	0.0073	-9.577
Gamma - lag 1:	0.0076	0.0582	0.1307
Beta - lag 0:	0		
MA1:	0.5743	0.0056	101.7072
MA2:	0.4694	0.0091	51.5951
MA3:	0.3023	0.0048	63.6026
Innovation var:	3.31E-04		
Corr innov cycle-eqn1	1.32E-03		
Exog 1:	1.0000	0.0163	61.2348
-2*log-likelihood:	42002.904		
Ljung-Box stat. Q(4)	0.1032	p-value	0.9987
R-squared (uncentered)	0.491		

Приложение 2

Представяне на потенциалния брутен продукт като случайно блуждаене от втори ред

Можем да запишем, че:

$$\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} - u_t = \mu_{t-1} \quad (a)$$

$$\mu_{t-1} = \mu_t - v_t \quad (b)$$

От (a) следва, че е в сила и

$$\mu_t = \bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t - u_{t+1} \quad (c)$$

Заместваме полученото в (b):

$$\mu_{t-1} = \bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t - u_{t+1} - v_t \quad (d)$$

От (a) и (d) следва, че

$$\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} - u_t = \bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t - u_{t+1} - v_t \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \bar{y}_{t+1} = 2\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} + \xi_{t+1} \Leftrightarrow .$$

$$\Leftrightarrow (1-L)^2 \bar{y}_{t+1} = \xi_{t+1},$$

където $\xi_{t+1} = u_{t+1} - u_t + v_t$.

Литература

- [1] Bautista, C. C., Estimates of output gaps in four Southeast Asian Countries. *Economics Letters*, 80(3):365–371, 2003.
- [2] Baxter M. and R. King, Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic series. *NBER Working Paper No. 5022*, 1995.
- [3] Christiano, L. J. and T. J. Fitzgerald, The business cycle: It's still a puzzle. *Economic Perspectives*, 1998.
- [4] Christiano, L. J. and T. J. Fitzgerald, The band-pass filter. *NBER Working Paper No. 7257*, 1999.
- [5] Clark, P., Trend reversion in real output and unemployment. *Journal of Econometrics*, 40:15–32, 1989.
- [6] Conway, P. and B. Hunt, Estimating potential output: a semi-structural approach. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G97/9*, 1997.
- [7] Engle, R. F. and D. L. McFadden, editors. *Handbook of econometrics*, volume 4. Elsevier, 1999.
- [8] Franses, P. H., Time Series Models for Business and Economic Forecasting. Cambridge University Press, 2000.
- [9] Gerlach, S. and F. Smets, Output gaps and inflation: Unobservable components estimates for the G-7 countries. *Bank for International Settlements Working Paper (unpublished)*, 1997.
- [10] Gerlach, S. and M. S. Yiu, Estimating output gaps in Asia: A cross-country study. *Journal of the Japanese and International Economies (forthcoming)*, 2003.
- [11] Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare, and P. van den Noord, Estimating potential output, output gaps and structural budget balances. *OECD Working Paper*, 1995.
- [12] Guay, A. and P. St-Amant, Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King filters provide a good approximation of business cycles? *Montreal Center for Research on Economic Fluctuations and Employment Working Paper No. 53*, 1997.
- [13] Harvey, A. C. and A. Jaeger, Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, pages 231–47, 1993.
- [14] Hodrick, R. J. and E. Prescott, Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1997.

- [15] Kuttner, K. N., Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12:361–368, 1994.
- [16] Maravall, A. and C. Planas, Estimation errors and the specification of unobserved component models. *Journal of Econometrics*, 1999.
- [17] Maybeck, P. S., *Stochastic Models, Estimation and Control*, vol. 1. Academic Press, 1979.
- [18] Okun, A., Potential GDP: Its measurement and significance. *Proceedings of the American Statistical Association*, 1962.
- [19] Orphanides, A. and S. van Norden, The reliability of output gap estimates in real time. *The Review of Economics and Statistics*, 1999.
- [20] Proietti, T., A. Musso and T. Westermann, Estimating potential output and the output gap for the euro area. *European University Institute Working Paper No. 2002/9*, 2002.
- [21] Schenk-Hoppé, K. R., Economic growth and business cycles: A critical comment on detrending time series. *University of Zürich Working Paper No. 54*, 2001.
- [22] St-Amant, P. and S. van Norden, Measurement of the output gap: A discussion of recent research at the Bank of Canada. *Bank of Canada Technical Report No. 79*, 1997.
- [23] van den Noord, P., The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond. *OECD Working Paper No. 230*, 2000.
- [24] Watson, M., Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 18:49–75, 1986.

СЕРИЯ „АНАЛИЗИ НА ИКОНОМИЧЕСКАТА ПОЛИТИКА“

1. Доклад за хода на стопанската реформа и задачите на икономическата политика до края на 1991г. (юли 1991г.)
2. Р. Аврамов (ред.) - Икономическата стабилизация в България през 1992г. (юни 1992г.)
3. Bulgaria - The Economic Situation and Outlook. The Status of the Reform Process (May 1993)
4. Външноикономическата стратегия на България в условията на прехода (януари 1997г.)

СЕРИЯ „ИКОНОМИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ“

1. М. Ненова - Изпълнение на бюджета през 1991г. и изводи за бюджетната политика през 1992г. (март 1992г.)
2. М. Жечева, Р. Аврамов, В. Чавдаров - Инфлацията и лихвения процент през 1991г. (март 1992г.)
3. Ст. Бързашки - Заемостта и безработицата в процеса на стабилизация (март 1992г.)
4. Н. Георгиев, Н. Господинов - Паричната политика: механизми и резултати (март 1992г.)
5. Р. Инджова - Приватизацията в България (юли 1992г.)
6. М. Жечева, Н. Милева - Ценовият контрол и инфлацията в България през 1991 - 1992 година (ноември 1992г.)
7. К. Генев - Паричната политика през 1992г.: инструменти и резултати (април 1993г.)
8. М. Ненова - Регулиране на работната заплата: опитът на България през 1991 - 1992г. (април 1993г.)
9. N. Gueorguiev - Some Tests of Random Walk Hypothesis for Bulgarian Foreign Exchange Rates (August 1993)
10. Л. Димитров - Безработицата в България 1991-1993г. (май 1994г.)
11. М. Жечева - Домакинствата и финансовите потоци в българската икономика (септември 1994г.)
12. Н. Милева - Селското стопанство и аграрната политика през 1994г. (февруари 1995г.)
13. М. Ненова, Алфредо Канавесе - Поведение на държавните предприятия и инфлация (юни 1996г.)

14. И. Георгиев, П. Петрова, Г. Стоянова - Приложение на коинтеграционния анализ /Инфлация. Потребителска функция/ (юни 1996г.)
15. Л. Димитров - Динамика на работната заплата в България и перспективи. (август 1998г.)
16. Р. Кръстев - Свободна търговия или протекционизъм. Конкуренцията като антиинфлационен фактор. (август 1998г.)
17. Л. Димитров - Бюджетните ограничения на фирмите през периода 1996 - 1997г. (август 1999г.)
18. Г. Чукалев - Инфлацията в България след въвеждането на паричен съвет. Анализ на факторите. (юни 2000г.)
19. Г. Чукалев - Ефектът Balassa - Samuelson в България. (март 2002г.)
20. Цв. Манчев - Управление на капиталовите потоци в България. (юни 2002г.)
21. С. Barber, A. Vassilev - Equilibrium exchange rate determination for the case of Bulgaria. (April 2003)

СЕРИЯ „КОНЮНКТУРНИ ОБЗОРИ“ ПЕРИОДИЧНИ

1. Месечни конюнктурни обзори (от октомври 1991г.)
2. Тримесечни конюнктурни обзори (от I тримесечие 1992г. до IV тримесечие 1993г.)
3. Шестмесечни доклади
4. Годишни доклади за състоянието на българската икономика (1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002г.)
5. Ad hoc месечен бюлетин.

* * *

ПРЕХОДЪТ. Сборник студии под редакцията на Румен Аврамов и Венцислав Антонов (ноември 1994г.)

БЪЛГАРИЯ ПО ПЪТЯ КЪМ ЕВРОПА. Сборник студии по проблемите на макроикономическото развитие на България и асоциирането на страната към Европейския съюз (септември 1996г.)