



Списание за наука

„Ново знание“

ISSN 2367-4598 (Online)

*Академично издателство „Талант“
Висше училище по агробизнес и развитие на
регионите - Пловдив*

New Knowledge

Journal of Science

ISSN 2367-4598 (Online)

*Academic Publishing House „Talent“
University of Agribusiness and Rural Development -
Bulgaria*

<http://science.uard.bg>

ALTERNATIVE METHODOLOGIES FOR ESTIMATING POTENTIAL OUTPUT AND THE OUTPUT GAP

Aleksandar Aleksandrov

South-West University “Neofit Rilski”, Blagoevgrad, Bulgaria

Abstract: The paper aims to present alternative methodologies for estimating potential output and output gap. The goal is to make a brief overview and comparison between the most commonly used methodologies for estimating potential GDP. A better knowledge of the different methodologies and their specificities will contribute to obtaining more reliable and adequate estimates of potential output and the output gap. Regardless of the method chosen, it is necessary to use it critically and non-mechanically. Most methods provide estimates with a similar overall profile of potential output and to some extent the output gap, but there are large differences in estimating the scale of the output gap.

Keywords: potential GDP, output gap, comparison, methodologies.

АЛТЕРНАТИВНИ МЕТОДОЛОГИИ ЗА ОЦЕНКА НА ПОТЕНЦИАЛНОТО ПРОИЗВОДСТВО И ПРОИЗВОДСТВЕНИЯ РАЗРИВ

Александър Александров

Югозападен Университет „Неофит Рилски“ - Благоевград

Резюме: Целта на статията е да представи алтернативни методологии за оценка на потенциалното производство и производствения разрив. Целта е да се направи кратък преглед и сравнение между най-често използваните методологии за оценка на потенциалния БВП. По-доброто познаване на различните методологии и техните особености ще допринесе за получаването на по-надеждни и адекватни оценки на потенциалното производство и производствения разрив. Независимо от избрания метод

е необходимо той да се използва критично и немеханично. Повечето методи предоставят оценки със сходен цялостен профил на потенциалното производство и до известна степен на производствения разрыв, но съществуват големи различия при оценката на мащаба на производствения разрыв.

Ключови думи: потенциален БВП, производствен разрыв, сравнение, методологии.

ВЪВЕДЕНИЕ

Потенциалното производство е основа за изследване на бизнес цикъла. Отклонението от макроикономическия потенциал (т. нар. производствен разрыв) определя цикличната позиция на икономиката, фазата от бизнес цикъла, в която се намира стопанството, както и подходящата макроикономическа политика.

Ако се оцени, че икономиката се намира под потенциалното си равнище, тогава монетарната и/или фискалната политика могат да се използват за ускоряване на растежа на продукцията. Концепцията за потенциално производство се разглежда като инструмент, който помага на макроикономическите стратегии да управляват общото търсене и по този начин да поддържат стабилен икономически растеж.

Икономистите не са постигнали съгласие кои са най-добрите подходи за оценка на макроикономическия потенциал и производствения разрыв. Съществуват множество такива подходи, всеки от които има своите предимства и недостатъци. За оползотворяване на силните страни на отделните методи и за преодоляване на техните недостатъци е препоръчително да се използват комбинации от методи, като получените резултати се сравняват с цел по-висока точност и реализъм на оценките.

В средносрочен план прогнозираната тенденция на потенциалното производство спомага за определяне на темпа на устойчив растеж. В краткосрочен план оценките за разрыва между реалното и потенциалното производство представляват основен показател за силата на инфлационния или дефлационния натиск.

Цикличната позиция е отклонението на реалния БВП от потенциалното му равнище и може да бъде два вида:

- Инфлационен разрыв, ако реалният брутен вътрешен продукт (БВП) е по-висок от потенциалния;
- Дефлационен разрыв, ако потенциалното производство превишава реалното.

СЪЩНОСТ НА ПОТЕНЦИАЛНОТО ПРОИЗВОДСТВО

Оценката на потенциалния БВП и производствения разрыв е основа за определянето на цикличната позиция и фазата на икономическия цикъл. Има няколко основни групи подходи за оценка на потенциалното производство и отклоненията от него - регресионен анализ, статистически филтри, методи с ненаблюдаеми компоненти и други, като в специализираната литература не съществува консенсус кой метод е най-добрият.

Не съществува една единствена общоприета дефиниция за потенциално производство, а и не е възможно съставянето на такава. Потенциалният БВП е хипотетична ненаблюдаема величина, което усложнява нейното дефиниране. Факторите, които влияят върху формирането на потенциалното равнище на националното производство, са много. Влиянието, което оказват, е комплексно и трудно измеримо.

Потенциалният БВП зависи не само от факторите на предлагането, но и от факторите на търсенето и факторите на разпределението (размяната). Потенциалното производство не е статична, а динамична величина, чиято стойност във времето се променя. Може да се заключи, че потенциалният БВП е комплексно понятие,

включващо множество възможни дефиниции. Всяка от тези дефиниции може да бъде използвана при практическите оценки на потенциалното производство, като техният обхват включва разнообразието от фактори, които му въздействат.

Една от най-често използваните дефиниции за потенциално производство е тази на Оукън (Okun, 1962), според която потенциалното производство е максимумът, който дадена икономика може да произведе, без да се стигне до „прегряване” и нежелани последици, които включват най-вече индуцирането на инфлация.

Гладнишки (2005) дефинира максималното производство като: „...максимално възможно производство с фиксирана обществена технология при оптимално натоварване/използване на производствените фактори.”

Друга често използвана дефиниция е тази на Де Маси (De Massi, 1997), според която потенциалното производство е максималният продукт, който дадена икономика може да произведе, без да генерира инфлационен ръст.

Друга използвана дефиниция за потенциалното производство е „...нивото на продукцията, което може да бъде поддържано безкрайно, без да се създава тенденция за покачване или намаляване на инфлацията” (Benes, et all. 2010).

Манкю (Mankiw, 2003) определя потенциалния БВП като „...нивото на производство, при което ресурсите на икономиката се използват изцяло или по-реалистично, при което безработицата е на естественото си ниво”.

Мишкин (Mishkin, 2007) определя потенциалното производство като „...нивото на продукцията, съответстващо на максималното устойчиво равнище на заетост: т.е. нивото на продукцията, при което търсенето и предлагането в агрегираната икономика са балансирани, така че при равни други условия инфлацията има тенденция да клони към дългосрочната си очаквана стойност”.

От горепосочените определения следва, че динамиката на инфлацията съдържа важна информация за нивото на потенциалното производство. Периодът, през който инфлацията е стабилна, е период, през който реалната продукция е равна на потенциалната продукция. Нарастващата инфлация означава, че действителната продукция е над потенциалната и обратното - спадаща инфлация сочи, че реалното производство е под потенциалното.

След като потенциалният БВП бъде оценен, се преминава към изчисляване на производствения разрыв (output gap). Производственият разрыв представлява разликата между реалния и потенциалния БВП. Когато производственият разрыв е нулев, т.е. няма възходящ или низходящ натиск върху инфлацията, реалният БВП е равен на потенциалния БВП. Ако производственият разрыв е положителен, тогава реалният БВП надвишава потенциалния и инфлацията започва да се повишава в резултат на натиска от страна на търсенето. Когато производственият разрыв е отрицателен, реалният БВП е под потенциалното си равнище и цените започват да спадат вследствие на слабо търсене.

При отрицателен разрыв икономиката не оползотворява изцяло производствените си възможности, а при положителен разрыв може да се достигне до състояние на „прегряване” на икономиката.

Производственият разрыв е ключов за начина, по който повечето централни банки разглеждат инфлацията. Отклонението от макроикономическия потенциал обобщава цялостното състояние на икономиката и посоката на натиск върху ценовото равнище. Инфлацията се прогнозира и таргетира чрез очакванията за бъдещата инфлация и производствения разрыв.

Производственият разрыв се използва за определяне на основните лихвени проценти на централната банка (Taylor, 1993) и при таргетиране на инфлацията (Svensson, 1999).

Производственият разрыв е нужен за оценката на циклично коригираното бюджетно салдо. Циклично коригираното бюджетно салдо е равно на действителното бюджетно салдо, коригирано за отклоненията на реалното от потенциалното производство, и представлява мярка за структурната фискална позиция на правителството. Реално производство, по-високо от потенциала, съдейства за подобряването на бюджетното салдо, растеж на приходите и спад на разходите.

В краткосрочен план измерването на размера и устойчивостта на съществуващия производствен разрыв дава полезна информация за баланса между предлагането и търсенето и силата и посоката на натиска върху цените. В средносрочен план методите за измерване на производствения потенциал, които въплъщават информация за тренда на развитие на капиталовите запаси, работната сила и технологичните промени, дават важна информация за възможностите на икономиката за съвкупно предлагане и за устойчиво неинфлационно нарастване на заетостта и производството.

Индикаторите за икономическия цикъл спомагат да се идентифицира натрупването на базови дисбаланси в националната икономика. Това е особено важно за фискалния анализ, понеже динамиката на структурното бюджетно салдо е причина за безпокойство в много държави и оценките на производствения разрыв могат да се използват за идентифициране и изолиране на въздействието на цикличните фактори в бюджета. Краткосрочните тенденции в бюджетните позиции, дължащи се на нарастване на икономическата активност, могат да се преобърнат в период на спад и следователно не трябва да се разглеждат като трайно подобрение на публичните финанси. Ако структурните бюджетни салда предполагат все по-неустойчиви позиции на публичния дълг, са нужни мерки за заздравяване на публичните финанси. Промените в структурния баланс показват дискреционната фискална политика на правителството за управление на съвкупното търсене, докато цикличният компонент на бюджетното салдо е резултат от действията на автоматичните стабилизатори.

МЕТОДИ ЗА ОЦЕНКА НА ПОТЕНЦИАЛНИЯ БВП

Налице е голямо разнообразие от методи за оценка на потенциалното производство, като не е възможно определянето на един от тях като най-добър. Всеки метод има своите силни и слаби страни. В тази точка е направен опит за систематизация на методите за оценка на потенциалното производство и за описване на техните предимства и недостатъци.

Подходите за оценка на потенциалния продукт могат да се разделят на две големи групи – методи за оценка на статистически отклонения и методи за оценка на структурни връзки. Първите се опитват да разделят времевите редове на постоянни и циклични компоненти, а вторите се опитват да изолират ефектите на структурните и цикличните влияния върху продукцията, като използват икономическата теория.

Методи за статистически отклонения

Основното сходство между различните видове филтри е, че не се влияят от структурата на икономиката. Филтрите разделят БВП на тренд и на циклична компонента, като трендът представлява потенциалния БВП, а цикличната компонента е производственият разрыв.

Филтър на Hodrick-Prescott

Филтърът на Hodrick-Prescott (Hodrick and Prescott, 1997) се използва при анализ на проявяващи циклично поведение във времето икономически величини. Използването на филтъра е основано върху минимизирането относно Y_{pot} на израза:

$$HP = \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{pot})^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(Y_{pot+1} - Y_{pot}) - (Y_{pot} - Y_{pot-1})]^2 \quad (1)$$

където Y_t е логаритъмът на реалния БВП, Y_{pot} е трендът, а $\lambda > 0$ е параметърът на изглаждане. Колкото по-голяма е стойността на този параметър, толкова по-изгладен е полученият тренд. Когато се използват тримесечни данни се избира стойност 1600, която е препоръчвана от специалистите и програмирана в различните иконометрични програми.

Наблюдаваният времеви ред от данни за БВП се разлага на два компонента – тренд Y_{pot} и циклична компонента GAP_t :

$$Y_t = Y_{pot} + GAP_t \quad (2)$$

Цикличната компонента GAP_t представлява производствения разрыв между наблюдавания реален БВП Y_t и тренда Y_{pot} (потенциалния БВП). Уравнение (2) се съдържа в Уравнение (1). Това е първият член от израза, който се намира вдясно от знака за равенство. Този член е сборът от квадратите на разликата между реалния и протенциалния БВП (разривът на БВП).

Основният недостатък на филтъра на Hodrick-Prescott идва от трудностите при определянето на подходящия параметър за изглаждане (λ), който обикновено се пренебрегва чрез използването на произволни стойности, популяризирани от литературата за реалния бизнес цикъл. Механичното отклонение, базирано на филтъра на Hodrick-Prescott, може да доведе до фалшива цикличност с интегрирани или почти интегрирани времеви редове и прекомерно изглаждане на структурните прекъсвания. Вторият важен недостатък на филтъра на Hodrick-Prescott произтича от неговите високи отклонения в края на извадката, които отразяват симетричната тенденция на метода по цялата извадка и различните ограничения, които се прилагат в извадката и в нейните краища. Този недостатък е особено голям, когато фокусът на вниманието е насочен към най-новите наблюдения в извадката, за да се направят изводи за прилагането на политиката и да се направят прогнози за близкото бъдеще.

Големият плюс на филтъра на Hodrick-Prescott е, че той е лесен за прилагане и изисква само един ред от данни, но това се превръща и в друг голям минус на филтъра. Според Аличи (Alichi, 2015) той не използва информация от други източници като инфлацията или индикатори за пазара на труда при определянето на потенциалното производство. Друг минус, изтъкнат от същия автор е, че трендът не може да отрази евентуално настъпване на шокове, които могат да намалят или повишат потенциала във времето.

Филтър на Baxter-King

Филтърът на Baxter-King (Baxter and King, 1999) спада към т. нар. честотни (band-pass) филтри, които се характеризират с използването на спектрален анализ. „Според теоремата за спектралното представяне, всеки ред от данни от даден клас може да бъде разложен на компоненти, които образуват неговия спектър” (Ганев, 2004). Поради невъзможността да бъде приложен идеален band-pass филтър, който съществува само на теория, се използва филтърът на Baxter-King, като най-близък до идеалния честотен филтър.

Baxter-King филтърът е линейно преобразуване на данните, при което интегралът на квадрата на грешката от приближението $\hat{B}^{p,p}$ се минимизира при ограничение $\hat{B}^{p,p}(1) = 0$:

$$\min_{\hat{B}^{p,p}} \left(\int_{-\pi}^{\pi} \left| \hat{B}^{p,p}(e^{-i\omega}) - B(e^{-i\omega}) \right|^2 d\omega \right) \quad (3)$$

където:

$$B(e^{-i\omega}) = \begin{cases} 1, & \text{ако } \omega \in (a, b) \cup (-b, -a), a > 0 \\ 0, & \text{в противен случай} \end{cases} \quad (4)$$

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

Филтрите на Hodrick-Prescott и на Baxter-King получават множество критики. Харви и Йегер (Harvey and Jaeger, 1993) и Когли и Нейсън (Cogley and Nason, 1995) доказват, че филтърът на Hodrick-Prescott може да предизвика фалшива цикличност, когато се използва с интегрирани или почти интегрирани данни. Гуйей и Сен Аман (Guay and St-Amant, 1996) достигат до по-общия извод, че филтрите на Hodrick-Prescott и Baxter-King се представят слабо при идентифицирането на цикличния компонент от времеви редове, които имат спектър или псевдоспектър с типичната форма на Грейнджър, т.е. формата, характерна за повечето макроикономически времеви редове.

Бакстър и Кинг (Baxter and King, 1995) посочват, че двустранните филтри като филтрите на Hodrick-Prescott и на Baxter-King деформират началото и края на извадките. Поради тази причина те препоръчват да се премахнат тримесечните данни за тригодишни периоди в двата края на извадката, когато се използват двата филтъра. Ван Норден (Van Norden, 1995) подчертава, че това е сериозен недостатък, който ограничава използването на двустранните филтри.

Филтър на Christiano-Fitzgerald

Филтърът на Christiano-Fitzgerald (Christiano and Fitzgerald, 1999) наподобява този на Baxter-King. Той също спада към т.нар. честотни филтри, характеризиращи се с използването на спектрален анализ. Принципът му на действие е същият – минимизира се квадратът на грешката между идеалния филтър и резултата при приближението. Поради тази причина се оценява разпределението на наблюдаваните реални стойности на времевия ред, като съществуват два варианта за разлагане на компоненти.

При първия вариант се приема, че наблюдавания времеви ред се характеризира със случайно движение. При това положение, формулата за изчисляване на филтъра е:

$$\hat{y}_t = B_0 x_t + B_1 x_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} + \tilde{B}_{T-t} x_T + B_1 x_{t-1} + \dots + B_{t-2} x_2 + \hat{B}_{t-1} x_1 \quad (5)$$

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

При втория вариант, когато случайното движение е нелегитимно, трябва първо да се определи стохастична форма на времевия ред. При положение, че времевият ред е стационарен спрямо тренда, но разполага с ненулева средна, тя трябва да се премахне или да се осъществи т. нар. премахване на дрейф, за да бъде извършен анализът.

Предимството на филтъра Christiano-Fitzgerald е, че той е проектиран да работи добре на повече видове времеви редове, отколкото филтъра на Baxter-King, конвергира в дългосрочен план до оптималния филтър, а при приложение в реално време надминава филтъра на Baxter-King.

Линеен и квадратичен тренд

Линейният и квадратичният тренд се извличат от времеви редове от данни и не се базират на структурна зависимост в икономиката. За основа на трендовете служи

предположението, че използваните за изграждането им времеви редове притежават определена динамика, която се определя от зависимостта на по-новите данни във времеви редове от по-старите. За да бъде обосновано използването на линеен тренд, в данните не трябва да се наблюдават големи отклонения и значителни изменения в структурата на процеса. Следните две уравнения се оценяват при използването съответно на линеен и квадратичен тренд:

$$Y_{\text{pot}} = b_0 + b_1 t + \varepsilon \quad (6)$$

$$Y_{\text{pot}} = c_0 + c_1 t^2 + c_2 t + \varepsilon \quad (7)$$

Където Y_{pot} е потенциалният БВП, t е времето, c_0 и b_0 са свободни членове, b_1 , c_1 , c_2 са регресионни коефициенти и ε са смущения.

Оценката с квадратичен тренд е по-достоверна, тъй като отчита до известна степен промените в динамиката на разрива на БВП. Въпреки че този модел е доста опростен и не е основан на икономически зависимости, той дава сравнително добри резултати при липса на драстични промени в стопанската конюнктура.

Разлагане по Beveridge-Nelson

Друга стратегия за идентифициране на постоянните и временни компоненти на производството включва използването на едновариантни техники, като метода на ненаблюдаемите компоненти на Beveridge-Nelson (Beveridge and Nelson, 1981). Куа (Quah, 1992) доказва, че без допълнителни специални ограничения тези едновариантни декомпозиции са напълно неинформативни за относителното значение на основните постоянни и временни компоненти.

В литературата за разграждането на тренд и циклична компонента разлагането на Beveridge-Nelson е подложено на две много различни интерпретации. Едното тълкуване (Morley, Nelson and Zivot, 2003) е, че дългосрочната условна прогноза, използвана за изчисляване на тренда на Beveridge-Nelson, съответства на оценката на постоянния компонент на интегрираните времеви редове. Разлагането на Beveridge-Nelson дава адекватна оценка, тъй като при предположението, че постоянният компонент следва случаен ход (с отклонение), а преходният компонент е стационарен с безусловна нулева стойност, оптималната дългосрочна прогноза ще бъде равна на условното очакване за постоянния компонент.

Втората интерпретация (Beveridge and Nelson, 1981) е, че трендът на Beveridge-Nelson дава определение за постоянния компонент на интегрираните времеви редове. В този случай, предвид оптималната дългосрочна прогноза, постоянният компонент не е необходимо да бъде оценяван, защото той е пряко наблюдаван от иконометриците.

Разлагането на Beveridge-Nelson използва ненаблюдаеми постоянни и временни компоненти, състоящи се съответно от случаен ход с отклонение и стационарен авторегресионен процес.

Разлагането по Beveridge-Nelson се определя от:

$$y_t = y_0 + \delta t + \psi (1) \sum_{j=1}^t \varepsilon_j + \tilde{\varepsilon}_t \quad (8)$$

$$\text{където } \tilde{\varepsilon}_t = \psi(L)\varepsilon_t, \quad \psi(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k L^k, \quad \psi_k = - \sum_{j=k+1}^{\infty} \psi_j,$$

$$TD_t = y_0 + \delta t = \text{детерминистичен тренд} \quad (9)$$

$$TS_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j = \text{стохастичен тренд} \quad (10)$$

$$\text{и } C_t = \tilde{\varepsilon}_t = \text{временна или циклична компонента} \quad (11)$$

Основното ограничение в едновариантния контекст, което се поддържа в многовариантните разширения, е че постоянният компонент на производството се държи като случаен ход. Това предположение е трудно да се съгласува с широко възприетия възглед, че постоянният компонент на производството е поне частично обусловен от технологични иновации. Шоковете на производителността налагат преходна динамика, като натрупване на капитал и придвижване на икономиката към ново равновесно положение.

Разлагането на Beveridge-Nelson е използвано от Пройти (Proietti, 2006), Морли (Morley, 2011) и др.

Подобни едновариантни модели с ненаблюдаеми компоненти са разработени и от Греч (Grech, 2013), Равн и Улиг (Ravn and Uhlig, 2002), Разак (Razzak, 1997) и други.

Методи за оценка на структурните връзки **Структурен VAR подход на Blanchard и Quah**

Този метод произтича от традиционния кейнсиански и неокласически синтез, който идентифицира потенциалната продукция с агрегираните възможности за предлагане на икономиката и цикличните колебания с промените в съвкупното търсене. Въз основа на векторна авторегресия (VAR) за растежа на производството и безработицата, Бланшар и Куа (Blanchard and Quah, 1989) идентифицират структурните смущения на предлагането и търсенето, като приемат, че първите имат трайно въздействие върху производството, докато последните могат да имат само временно въздействие върху него. Анализът може да бъде разширен с временните номинални шокове чрез ценова променлива, която се влияе от номиналните сътресения в краткосрочните и дългосрочните периоди. Подобен подход е използван от Кларида и Гали (Clarida and Gali, 1994) за оценка на ефекта от предлагането, търсенето и номиналните сътресения върху относителното производство, реалния валутен курс и ценовото равнище в дадена страна по отношение на нейните търговски партньори.

Формално, методът, прилаган към модела на Кларида и Гали, изразява логаритъма на относителното производство, логаритъма на реалния валутен курс и логаритъма на относителния индекс на потребителските цени като вектор на първите разлики (при положение, че разликите на двете променливи са стационарни):

$$\Delta x_t = [\Delta y_t - \Delta y_t^*, \Delta RER_t, \Delta p_t - \Delta p_t^*] \quad (12)$$

Векторът има структурирано представяне на пълзящата средна, дадено от:

$$\Delta X_t = C(L)\varepsilon_t \quad (13)$$

където L е оператор със закъснение, а $\varepsilon_t = [\varepsilon_s, \varepsilon_d, \varepsilon_n]$ е вектор на екзогенни, ненаблюдаеми структурни шокове. Грешките са серийно несвързани и имат матрица на вариация-ковариация, нормализирана към матрицата на идентичността. Тъй като векторът на структурните шокове не се наблюдава директно, се възстановява ε_t чрез оценяване на неограничен VAR:

$$\Delta X_t = A(L)u_t \quad (14)$$

Първата матрица в полинома $A(L)$ е матрицата на идентичността, а u_t е вектор на редуцираните форми с ковариантната матрица Σ . Уравнения (13) и (14) предполагат линейна връзка между остатъците от редуцираната форма и шоковете на структурния модел:

$$u_t = C_0 \varepsilon_t \quad (15)$$

Необходимо е да се идентифицира 3×3 матрица C_0 , за да може да се възстанови вектора на структурните шокове ε_t от прогнозния вектор на смущения u_t . Симетричната матрица $\Sigma = C_0 C_0'$ налага шест от деветте необходими ограничения и затова са необходими само още три идентифициращи ограничения. Бланшар и Куа (Blanchard and Quah, 1989) предполагат, че може да се използва икономическата теория, за да се наложат тези ограничения. Икономическата теория има редица въздействия по отношение на дългосрочното поведение на променливите в отговор на шоковете и поради това налагането на тези дългосрочни ограничения позволява правилното идентифициране на шоковете.

Представянето на уравнение (13) в дългосрчен вариант е следното:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y \\ \Delta RER \\ \Delta CPI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(1) & C_{12}(1) & C_{13}(1) \\ C_{21}(1) & C_{22}(1) & C_{23}(1) \\ C_{31}(1) & C_{32}(1) & C_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (16)$$

където $C(1) = C_0 + C_1 + \dots$ е дългосрчният ефект от ε_t на ΔX .

Използвайки идентифициращите предположения на Кларида и Гали (Clarida and Gali, 1994), дългосрчните ограничения, наложени на модела, са:

$$C_{12} = 0, C_{13} = 0 \text{ и } C_{23} = 0.$$

Ограниченията означават, че в дългосрчен план производителността се влияе само от шокове върху предлагането. Номиналният шок може да се разграничи от шоковете върху търсенето поради факта, че само последният влияе върху реалния валутен курс в дългосрчен план. Номиналните сътресения имат трайни последици само върху равнището на цените.

В сравнение с други многовариантни техники на разсейване този метод се основава на ясни теоретични основи и не налага неоправдани ограничения върху краткосрочната динамика на постоянния компонент на производството. По-конкретно, изчисленото потенциално производство може да се различава от недопускащия изключения случаен ход. Оценките на отклонението на продукцията, получени по този метод, не подлежат на никакви отклонения в края на извадката. Недостатък на този подход е, че избраната идентификация може да не е подходяща при всички обстоятелства. Това е вярно, когато промените в реалния валутен курс (в модела на Кларида и Гали) или в равнището на безработицата (в модела на Бланшар и Куа) не дават добри индикации за цикличното развитие на производството. Стандартните отклонения в оценките на производствения разрыв показват, че тези мерки не се характеризират със стабилност.

Друго ограничение на този подход е способността му да идентифицира най-много толкова видове шокове, колкото е и броят на променливите. Моделът на Кларида и Гали предполага, че ортогонално конструираният екзогенни нововъведения съответстват на истински несвързани номинални шокове и шокове върху търсенето и предлагането. Икономическата теория може да идентифицира много видове шокове при различно предлагане, търсене или номинални характеристики. Например,

технологичният напредък, идентифициран като шок на предлагането, може едновременно да увеличи търсенето поради богатство или поради демонстрационни ефекти. Увеличаването на държавните разходи за производствена инфраструктура е свързано с шок върху търсенето, но вероятно ще има и дългосрочен ефект върху предлагането. Вследствие на това често е трудно да се свържат истински комбинирани шокове със специфични икономически променливи. Теоретичната основа за идентифициране на шоковете в анализа на Кларида и Гали произтича от модела на Мъндел-Флеминг. Според този модел положителният шок върху търсенето води до повишаване на валутния курс в дългосрочен план. При модели с включени търговски и нетърговски сектори обаче дългосрочният ефект от шок върху търсенето (например от по-високи държавни разходи) върху реалния валутен курс зависи от това към кой сектор са насочени разходите. В резултат на тези проблеми с идентифицирането структурният VAR може да не доведе до резултати, които съответстват на предположенията.

Структурен VAR използват ДеСерес и Гуйей (DeSerres and Guay, 1995), Свагел и Скачавалиани (Swagel and Scaccavalliani, 2002) и др.

Метод на системно оценяване на потенциалния БВП и NAIRU

Системните методи определят взаимовръзките между производството, безработицата и инфлацията въз основа на предложените от теорията икономически взаимовръзки. Адамс и Ко (Adams and Coe, 1990) съвместно оценяват потенциалното производство и естествената норма на безработица въз основа на система от едновременни уравнения за производството, безработицата, инфлацията и заплатите. Те първо оценяват предварителните спецификации на уравненията. След това системата се изчислява, като се използва тристепенен метод на най-малките квадрати, където трендът на производството и производителността, използвани в предварителните уравнения, се заменят с потенциалното производство и продуктивност, получени от производствена функция. Естествената норма на безработица е включена в уравнението на заплатите и съответства на мярката за потенциалното производство.

Алтернативен подход е да се използва модел на ненаблюдаеми компоненти, който включва ненаблюдаемите променливи на потенциалното производство и на неускоряващата инфлация норма на безработица (NAIRU). Оценените нива на тези променливи могат да бъдат изрично свързани с техните дефиниции за нивото на производството и нивото на безработица, при което инфлацията е стабилна. Кътнър (Kuttner, 1994) създава модел с производство и инфлация, който свързва продукцията и инфлацията чрез крива на Филипс. Отклонението на производството от потенциала му е свързано с инфлацията чрез общ цикъл. Апел и Дженсън (Apel and Jansson, 1997) създават по-общ модел, който съвместно оценява потенциалната продукция и NAIRU, използвайки взаимовръзките на кривата на Филипс и Закона на Оукън и включва също екзогенни детерминанти на инфлацията.

Системата може да бъде представена чрез измервателното уравнение, свързващо продукцията, безработицата и промените в инфлацията с потенциалното производство, NAIRU и цикъл заедно с други екзогенни променливи:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ u_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \phi & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \eta & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^P \\ u_t^N \\ u_t - u_t^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \end{bmatrix} + AZ_t + \begin{bmatrix} e_t^{ol} \\ 0 \\ e_t^{pc} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Първото уравнение в системата е законът на Оукън. Реалният БВП се състои от потенциалния БВП и цикличния компонент, който зависи от отклонението на

безработицата от естествената норма. От гледна точка на подхода на производствената функция, това предполага, че участието на труда, производителността и капиталът са на техния тренд. Третото уравнение е кривата на Филипс. Промените в инфлацията зависят от детерминантите от страна на търсенето, които влияят върху отклонението на безработицата от NAIRU и шоковете от страна на предлагането (Z). Ненаблюдаемият ред се развива в съответствие с преходното уравнение:

$$\begin{bmatrix} y_t^P \\ u_t^N \\ u_t - u_t^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_1 & \lambda_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^P \\ u_{t-1}^N \\ u_{t-1} - u_{t-1}^N \\ u_{t-2} - u_{t-2}^N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{yp} \\ e_t^n \\ e_t^c \\ 0 \end{bmatrix} \quad (18)$$

Потенциалното производство и NAIRU следват случаен ход, докато цикълът се моделира като авторегресивен процес от втори ред.

Този метод може да бъде причислен също и към многовариантните филтри, тъй като в него се включват NAIRU, инфлация, безработица и други. Подобни модели са разработени от Микалеф (Micallef, 2016), Срамкова и други (Sramkova et al, 2010) и др.

Множествено разлагане на Beveridge – Nelson

Множественото разлагане на Beveridge-Nelson дефинира потенциалното производство като ниво на продукцията, което се достига, след като всички краткотрайни движещи сили са се изчерпали.

В уравнение (19), където производството е първата част на u_t , е формирано следното разлагане на дългосрочен и преходен компонент:

$$\Delta y_t = \mu_y + C_1(1)\varepsilon_t + C_1 * (L)\varepsilon_t \quad (19)$$

Потенциалното производство се определя от първите две условия от дясната страна на уравнението:

$$\Delta y_t^P = \mu_y + C_1(1)\varepsilon_t \quad (20)$$

Потенциалното производство е просто случаен ход с отклонение.

Многовариантното разлагане на Beveridge-Nelson предполага използването на информацията, съдържаща се в съвместното движение на редица икономически времеви редове, за да се оцени производствения разрыв. Например промяна в производството, свързана с изменение в заетостта, показва шок от страна на предлагането и следователно би довела до промяна в потенциалния БВП. Обратно, ако промяната в производството корелира с промяната в потреблението, по-вероятно е шок от страна на търсенето. Тази техника по отношение на европейските страни е приложена от Шумахер (Schumacher, 1999). Съвместното движение на производството на европейските страни с производството на други региони или държави (Япония, САЩ) определя равновесната връзка на системата. Резултатите показват разумна статистическа насоченост на модела. Предполагаемите времеви редове на производствения разрыв придобиват икономически смисъл.

Структурен VAR с две променливи

Кокрейн (Cochrane, 1994) използва VAR с две променливи – БВП и потреблението, за да идентифицира постоянните и преходните компоненти на БВП.

Двустранното представяне е усилено с лагове на съотношението потребление към БНП. Теорията за постоянните доходи предполага, че потреблението е случаен ход (при постоянен реален лихвен процент). Ако се приеме, че БНП и потреблението са коинтегрирани, тогава колебанията в БНП с непроменено потребление трябва да се възприемат като преходни. На тази основа Кокрейн разлага БНП на постоянни и преходни компоненти. За да се извлече потенциалния продукт, грешките на VAR са в ортогонален вид, така че потреблението да не реагира едновременно на шоковете на БНП.

Ако БНП и потреблението са коинтегрирани и потреблението е със случаен ход, идентифицирането, основаващо се на метода LRRO и конвенционалната ортогонализация (т.е. разпадане на Холески), е едно и също. Ако потреблението е с чист случаен ход, разграждането на Кокрейн съответства точно на разлагането на Beveridge-Nelson. Представянето на пълзящата средна на този процес, когато логаритъма на потреблението е случаен ход, може да бъде написана като:

$$\Delta y_t = \mu_y + C_1(1)e_t + C_2(L)e_t \quad (21)$$

$$\Delta c_t = \mu_c + C_2(1)e_t \quad (22)$$

където $\mu_y = \mu_c$ и $C_1(1) = C_2(1)$. Потенциалното производство се дефинира като първите две условия от дясната страна на производственото уравнение, като тези две условия са равни на промяната в потреблението. Множественото разлагане на Beveridge-Nelson, включително БНП и потреблението, ще имат еднаква форма.

С подхода на Кокрейн, потенциалното производство е ограничено да бъде случаен ход до степента, в която потреблението е случаен ход. Оценката на потенциалното производство по метода на Кокрейн е равна на тази, получена от метода LRRO, ако ефектите на постоянните шокове върху БНП и потреблението са равни. Тези ограничения обаче не съответстват на реалността.

Липи и Райхлин (Lippi and Reichlin, 1994) твърдят, че моделирането на тенденцията в производството като случаен ход противоречи на стандартните възгледи относно динамиката на шоковете в производителността. Разходите за регулиране на капитала и труда, процесът на обучение и разпространение на знания, формирането на навици и времето, необходимо за изграждане на човешки капитал загатват за по-богата динамика на технологичните шокове, а не за процес на случаен ход.

Множествен филтър на Kalman

Според Майбек (Maybeck, 1979), филтърът на Kalman е оптимален рекурсивен алгоритъм за обработка на данни и извличане на ненаблюдаеми променливи. NAIRU и потенциалното производство са примери за такива променливи, за разлика от реалния БВП и нивото на безработица, които се наблюдаеми.

Филтърът на Калман (Kalman, 1960) комбинира всички измерими данни с предшестващата информация за хода на ненаблюдаемите променливи (т.нар. условни или преходни уравнения) и произвежда прогнози за променливите по начин, който минимизира статистическата грешка.

Той оценява последващата стойност на променливата като линейна функция на предварителната оценка на променливата и претеглената разлика на действителното измерване и предсказаната преди това стойност на променливата. Прави се корекция на прогнозната стойност на променливата, като корекцията зависи от размера на грешката при измерването. Филтърът на Калман придава по-малко тегло на случаите, при които грешката при измерването е голяма.

Андертън и др. (Anderton et al., 2014) и Тот (Toth, 2014) използват модел с четири уравнения и четири наблюдаеми променливи. Наблюдаемите променливи са реалният БВП (y), инфлацията (π), работната заплата (w) и безработицата (u).

Производственият разрыв е обозначен с \hat{y}_t , потенциалното производство с \bar{y}_t , съответни стохастични отклоняващи условия с g_t , цикличният компонент на инфлацията с \check{n}_t , потенциалното ниво на инфлацията с \dot{n}_t , цикличният ръст на заплатите с \hat{w}_t , потенциалната ръст на заплатите с \bar{w}_t , разрыва на безработицата с \hat{u}_t , структурната безработица с \bar{u}_t и условията за грешка с ε_t .

Уравнения от (23) до (25) показват преходните уравнения за производствения разрыв и растежа на потенциалното производство, като се приема, че следва локален линеен тренд.

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + \varepsilon_t^y \quad (23)$$

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^{\bar{y}} \quad (24)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (25)$$

Уравнения (26) и (27) показват закона на Оукън – предполагаемата връзка между разрыва на безработицата и производствения разрыв.

$$\hat{u}_t = y_1 \hat{u}_{t-1} + y_2 \hat{y}_t + \varepsilon_t^u \quad (26)$$

$$\bar{u}_t = \bar{u}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{u}} \quad (27)$$

Уравнения (28) и (29) показват ценовата крива на Филипс и закона за движение на ценовата инфлация.

$$\check{n}_t = \beta_1 \check{n}_{t-1} + \beta_2 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\check{n}} \quad (28)$$

$$\dot{n}_t = \dot{n}_{t-1} + \varepsilon_t^{\dot{n}} \quad (29)$$

Уравнения (30) и (31) показват крива на Филипс за заплатите и законът за движение на инфлацията на заплатите.

$$\hat{w}_t = \beta_3 \hat{w}_{t-1} + \beta_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{w}} \quad (30)$$

$$\bar{w}_t = \bar{w}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{w}} \quad (31)$$

Уравненията от (32) до (35), (32) за БВП, (33) за инфлацията, (34) за ръста на заплатите и (35) за равнището на безработица са уравненията за оценка на четирите наблюдаеми променливи, като всяко наблюдение се равнява на трендовите и разрывните компоненти за това наблюдение.

$$y_t = \bar{y}_t + \hat{y}_t \quad (32)$$

$$n_t = \dot{n}_t + \check{n}_t \quad (33)$$

$$w_t = \bar{w}_t + \hat{w}_t \quad (34)$$

$$u_t = \bar{u}_t + \hat{u}_t \quad (35)$$

Бенес и др. (Venes et al., 2010) използват многовариантен филтриращ подход за измерване на потенциалното производство, в допълнение на кривата на Филипс и взаимовръзка от типа на закона на Оукън. Този метод третира проблема с филтрирането като малка система, при която оценките на потенциалното производство и някои от параметрите на динамичния модел се определят едновременно. Неговият потенциален недостатък е, че оценките на параметрите могат да бъдат много неточни и резултатите могат да бъдат чувствителни към избора на началните стойности. Този подход обаче има предимство пред конвенционалните методи (Gagales, 2006). Това позволява да се включи икономическата теория, за да се изостри идентификацията на цикличните и трендовите компоненти на динамиката на производството. Може да е добре да се използва информация за степента на прекомерното търсене на пазара на труда, тъй като е вероятно да е налице прекомерно търсене на продуктовия пазар, когато се наблюдава натиск върху заплатите на трудовия пазар. Този метод позволява да се вземат предвид взаимодействията между производството и условията на пазара на труда.

Метод с многовариантни филтри

Методите, използващи многовариантни филтри, могат да бъдат различни, като това различие произлиза от променливите, включени в модела. Най-често променливите, които се използват за оценка на потенциалния БВП са реалният БВП, темпът на инфлация и нормата на безработица. Тези методи могат да бъдат класифицирани и като полуструктурни, защото съчетават традиционните статистически филтри с кривата на Филипс, закона на Оукън и други.

Производственият разрыв y е разлика между реалния БВП Y и потенциалния БВП \bar{Y} :

$$y = Y - \bar{Y} \quad (36)$$

Стохастичният процес на производство (реален БВП) се състои от три уравнения и е предмет на три вида шокове:

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + G_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}} \quad (37)$$

$$G_t = \theta G^{ss} + (1 - \theta)G_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (38)$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (39)$$

Нивото на потенциалното производство (\bar{Y}_t) се развива в зависимост от потенциала на растежа (G_t) и условното ниво на шока ($\varepsilon_t^{\bar{Y}}$). Потенциалният растеж също е обект на шокове (ε_t^G), като влиянието им постепенно намалява в зависимост от параметъра θ (с по-ниски стойности, които водят до по-бавно връщане към стабилен темп на растеж след сътресението). Накрая, производственият разрыв също е обект на шокове (ε_t^y), които са ефективни шокове на търсенето.

Кривата на Филипс свързва развитието на производствения разрыв (ненаблюдаема променлива) с наблюдаемите данни за инфлацията, в:

$$\pi_t = \lambda \pi_{t+1} + (1 + \lambda)\pi_{t-1} + \beta y_t + \varepsilon_t^\pi \quad (40)$$

Уравненията, описващи развитието на безработицата, се включват, за да се предостави допълнителна идентифицираща информация за оценката на производствения разрив:

$$\bar{U}_t = (\tau_4 \bar{U}^{ss} + (1 - \tau_4) \bar{U}_{t-1}) + g \bar{U}_t + \varepsilon_t^{\bar{U}} \quad (41)$$

$$g \bar{U}_t = (1 - \tau_a) g \bar{U}_{t-1} + \varepsilon_t^{g \bar{U}} \quad (42)$$

$$u_t = \tau_2 u_{t-1} + \tau_1 y_t + \varepsilon_t^u \quad (43)$$

$$u_t = \bar{U}_t - U_t \quad (44)$$

\bar{U}_t е равновесната стойност на нормата на безработица (NAIRU), която варира във времето и е обект на сътресения ($\varepsilon_t^{\bar{U}}$) и на вариации в тренда ($g \bar{U}_t$). Трендът също е обект на шокове ($\varepsilon_t^{g \bar{U}}$). Тази спецификация позволява постоянни отклонения на NAIRU от стойността ѝ в равновесно състояние. Най-важното е да се определи функционалната зависимост на закона на Оукън, където разрывът между действителната безработица (U_t) и равновесния ѝ процес (дадена от u_t) е функция от размера на забавянето в икономиката (y_t).

Методологиите, включващи многовариантни филтри, са по-сложни от едновариантните и изискват повече данни, но в същото време са по-надеждни, защото използват повече информация при съставянето на своите оценки. Модели, използващи многовариантни филтри правят Благрейв и др. (Blaggrave et al., 2015), Касабов и др. (Kasabov et al., 2017), Бокан и Равник (Bokan and Ravnik, 2012) и др.

Въпреки своята популярност подходите с многовариантни филтри трябва да се използват внимателно, особено след глобалната криза от 2007-2008 г. Тя разкри натрупване на неустойчиви дисбаланси в стабилна инфлационна среда и доведе до предположенията, че свързването на потенциалното производство с неинфлационно производство може да бъде прекалено рестриктивно и че включването на информация за финансовия цикъл може да е необходимо, за да се направи измерването на потенциалния БВП и съответстващия производствен разрив по-надеждно (Vorio et al., 2013). В същия дух някои автори (Dobrescu, 2006) предполагат, че външното равновесие трябва да бъде взето предвид заедно с вътрешното равновесие, т.е. равновесният потенциален продукт се определя като нивото на производството, където инфлацията е постоянна и позицията на нетния износ е устойчива.

Многовариантните филтри дават по-добри оценки от едновариантните само ако структурните връзки в тях са валидни.

Производствена функция на Коб-Дъглас

Друг метод за оценка на потенциалното производство е производствената функция на Коб-Дъглас, известен и като „счетоводство на растежа“. Този метод е широко използван от национални, европейски и международни институции – централни банки, Европейска комисия, Международен валутен фонд и др. Производствената функция е методът, който в най-голяма степен обхваща понятието потенциално производство.

За изчисляването на производствената функция се използва формулата:

$$Y_{POT} = A * (K^\alpha * LPOT^\beta) \quad (45)$$

където Y_{POT} е потенциалният БВП в реално изражение, A – общата факторна производителност, K – капиталовите запаси в реално изражение, α - еластичността на съвкупното производство спрямо капитала, L_{POT} - потенциалната заетост на трудовите ресурси, β - еластичността на съвкупното производство спрямо заетостта.

Коефициентите за еластичност се изчисляват по равновесен подход, основаващ се на подоходната структура на БВП (Ралева, 2013; Тодоров, 2017; Durova, 2018). Този подход третира смесения доход като доход на производствения фактор труд. Доходът от труд се изчислява чрез добавянето на една трета от сумата на нетния смесен доход NMI и нетния опериращ излишък NOS към компенсацията на наетите лица CE . Доходът от производствения фактор капитал се получава като сума на две трети от сбора на нетния опериращ излишък NOS и нетния смесен доход NMI .

$$\alpha = \frac{2}{3} (NMI + NOS) / (CE + NMI + NOS) \quad (46)$$

$$\beta = [CE + 1/3 (NMI + NOS)] / (CE + NMI + NOS) \quad (47)$$

Сборът на α и β е равен на единица.

Размерът на капиталовите запаси се изчислява чрез подхода на постоянното съотношение „капиталови запаси–БВП“ (Минасян, 2008; Ралева, 2013; Тодоров, 2015 и 2017; Durova, 2018). Съотношението „капитал-съвкупен продукт“ се счита за константа в икономическата литература. Отделните автори използват различни съотношения, вариращи между 2 и 3 – 2,5 (Минасян, 2008), 2,39 (Тодоров и Александров, 2018), 2,3 (Ралева, 2013) и 2,2 (Тодоров, 2017; Durova, 2018).

Умножавайки размера на реалния БВП Y със съотношението капитал/съвкупен продукт K/Y , може да се определи размерът на капиталовите запаси K .

Потенциалната заетост на трудовите ресурси L_{POT} може да се получи чрез филтрирането на броя на заетите лица L с филтъра на Hodrick-Prescott.

Друг вариант за определянето на потенциалната заетост L_{POT} е използването на работната сила (активното население) LF във възрастовата граница 15-64 г. и естествената норма на безработица NUR . Последната може да се получи чрез филтриране на нормата на безработица UR сред населението на възраст 15-64 години с филтъра на Hodrick-Prescott или ако се вземе $NAIRU$. Формулата за получаване на потенциалната заетост при втория вариант е следната:

$$L_{POT} = (100 - NUR)/100 * LF \quad (48)$$

Общата факторна производителност се изчислява по формулата:

$$A_t = Y_t / (K_t^\alpha * L_t^\beta) \quad (49)$$

където A_t е общата факторна производителност в период t , Y_t е БВП в период t , K_t е капиталовите запаси в период t , а L_t е броя заети лица.

Комбинирането на производствена функции и статистически филтър при оценката на потенциалния БВП спомага за преодоляването на индивидуалните недостатъци на двата метода. Трудностите, свързани с определянето на потенциалната заетост при използването на производствена функция като подход за оценка на потенциалното производство, се преодоляват успешно чрез използването на статистически филтър. Характерните за статистическите филтри проблеми – липсата на връзка на добитата чрез тях оценка с реалната структура на икономиката, се решават чрез съчетаването им с производствена функция.

Според Цалински (2006) подходът за оценка на потенциалното производство чрез производствена функция „...е много важен от гледна точка на разработването на сценарии за бъдещото развитие на икономиката на страната. Той може да бъде разработен с висока степен на подробност и да взема под внимание демографските характеристики на населението, функционирането на пазара на труда и инвестиционните решения на фирмите. Подходът е незаменяем при третирането на проблематиката, свързана с реалната конвергенция на българската икономика към икономиките на развитите страни, тъй като дава количествена обосновка на прогнозираното икономическо развитие на страната в средносрочна и дългосрочна перспектива“.

Сред авторите, използващи производствена функция за оценка на потенциалното производство, са: Денис и др. (Denis et al, 2002), Ганев (Ganev, 2005, 2015), Солоу (Solow, 1957), Епстейн и Макиарели (Epstein and Machiarelli, 2010), МВФ (IMF, 1991, 2014), Гладнишки (2004, 2005), японската централна банка (Bank of Japan, 1989), Ганев (2004), Институт за икономически изследвания на Българската академия на науките (2012), Министерство на финансите на България (2014), ЕК (2014 и 2015) и др.

Гали и Лопез-Салидо (Galí and López-Salido, 2001) и Балакришнан и Лопез-Салидо (Balakrishnan and López-Salido, 2002) усилват производствената функция чрез включване на вноса на междинни стоки, които вземат предвид шоковете от страна на предлагането, свързани с международните цени на стоките.

Основно предимство на производствената функция е, че тя се фокусира върху различните фактори, които стимулират растежа на потенциалния продукт, а не върху историческото поведение на икономическия растеж или върху историческата връзка между производството и трудовите ресурси. Въпреки предимствата на производствената функция, боравенето с нея също среща известни затруднения. От една страна е налице голяма степен на несигурност около оценките на отделните компонентите, които влизат в формулата на производствената функция. Също така този метод изисква значителен обем данни, не всички от които могат да са надеждни.

Според Андертън и др. (Anderton et al, 2014) основните несигурности при този метод са свързани с начина на измерване на различните променливи. Често измерването на някои от променливите е трудно и поради тази причина се налага използването статистически филтри. Поради тази причина методът „производствена функция“ понякога е критикуван заради изместването на присъщите проблеми на статистическите филтри към различните подкомпоненти на производствената функция (капитал, труд, обща факторна производителност).

Подходът на производствената функция предоставя потенциално производство, което е тясно свързано с технологичните подобрения, заетостта и капиталовите запаси на страната. Той също така дава потенциалното производство с най-ниска вариация.

Избор на метод за определяне на потенциалното производство

Всеки метод за оценка на потенциалното производство има своите силни и слаби страни. Най-използвани са филтърът на Hodrick- Prescott, производствената функция и филтърът на Kalman – както самостоятелно, така и в комбинация.

Използването на статистически филтри е неизбежно. Дори когато се прилагат структурни подходи, основаващи се на производствена функция, някои входящи променливи, като например заетостта или общата факторна производителност се изглаждат със статистически филтър (St-Amant and van Norden, 1997).

Ганев (2015) определя производствената функция като изключително полезен инструмент в бедна на информация среда. Неин плюс е, че обвързва производството директно с факторите, които го определят. Като неин минус може да се изтъкне

невъзможността за обхващане на технологичното развитие, което представлява важен фактор за растежа. Остават и съмненията относно валидността на измерителите на ненаблюдаемите компоненти – труд, физически и човешки капитал.

Възможни критерии за избор на метод за оценка на потенциалното производство

Не съществува универсална система от критерии за оценка на методите за определяне на производствения потенциал. Един възможен критерий е съгласуваността между икономическите приоритети и основните допускания на метода. Приоритетите могат да се основават на икономическа теория или стилизирани факти. Един полезен метод трябва да съответства на икономическата теория. Приоритетите могат да се отнасят до статистическите свойства на потенциалния продукт, неговата волатилност или продължителността на цикъла.

Макроикономическите стратегии трябва да използват прозрачни методологии, за да мотивират избора на политиката си. Прозрачността помага да се осигури равно третиране на държавите, което е необходимо в контекста на международния бюджетен надзор. Прозрачността изисква техниката на оценяване и всички стъпки от процеса на оценяване да бъдат обясними.

Статистическите методи често се считат за по-прозрачни от икономическите, тъй като включват само ограничен набор от данни, въпреки това оценките им зависят до голяма степен от техническите предположения, които невинаги са лесни за обосновка – параметърът λ във филтъра на Hodrick-Prescott или параметърът на изглаждане при филтъра на Kalman. На теория подходът на производствената функция е по-прозрачен, тъй като е по-лесно да се изяснят оценките на различните компоненти на потенциалния продукт и да се даде икономическо обяснение на предполагаемия им модел. На практика обаче много често подходът на производствената функция е хибриден метод с променливи, получени от статистически филтри, най-често чрез филтъра на Hodrick-Prescott.

Актуализациите на данните не бива да предизвикват твърде големи промени в базираните на тях оценки. Чувствителността на прогнозите към последните наблюдения на извадката не трябва да бъде прекалено висока.

Статистическите филтри са доста чувствителни към информацията, съдържаща се във времевите редове, и след преработване на данните могат да доведат до значителни изменения на последващата оценка (Orphanides and van Norden, 1999).

При методите, оценяващи структурните връзки – многовариантни методи, филтъра на Kalman, многовариантно разлагане на Beveridge-Nelson, структурен VAR, рискът от изменение на последващата оценка след преработване на данните е значително по-нисък (Camba-Mendez and Rodriguez-Palenzuela, 2001).

Важни са количеството и естеството на информацията, необходима за построяването на модела. Ако даден метод изисква голям набор от дълги времеви редове, той ще бъде трудно приложим. Също така, ако методът се основава на лагова информация, достъпна след продължително забавяне, той ще бъде полезен само при определени изследвания. От една страна метод, включващ повече икономически фактори, трябва да води до по-точна оценка, но от друга страна препълването на модела с информация ще предизвика изкривяване на оценката.

Статистическите методи не се нуждаят от голям обем информация за разлика от икономическите методи, тъй като използват само времевите редове за БВП. Сред икономическите методи многовариантните филтри се нуждаят от по-малко данни от един пълен структурен модел.

Доброто оценяване в края на извадката е основно изискване. Важно е методът да позволява на полисимейкърите да откриват структурни промени в икономиката, за да могат да адаптират правилно политиката си.

При статистическите филтри проблемът с края на извадката е съществен, тъй като те използват освен минали, но и бъдещи данни за оценка на текущото ниво на потенциалния БВП. За разлика от тях разлагането на Beveridge-Nelson, структурният VAR и производствената функция не страдат от подобен проблем с края на извадката, защото използват само минала информация.

Различното измерване на производствения разрыв може да се проследи чрез алтернативните интерпретации на икономическите колебания. В общи линии може да се разграничи тълкуването за „отклонение от тренда“ като промени в общото производство и възгледа за „затваряне на разрива“ като цикличен феномен. Първата гледна точка предполага, че бизнес циклите са колебания около дългосрочна тенденция. Основната цел на разлагането на тренд и цикъл в този случай е да се определи цикълът като последователност на повтарящи се икономически колебания. Второто гледище тълкува бизнес циклите като спад под определено ниво на потенциалното производство. Въпреки че двата възгледа изглеждат доста сходни, техните ефекти върху икономическата политика са различни. Тълкуването на бизнес циклите като отклонения от тренда ограничава ролята на стабилизационната политика. Тя не може системно да увеличава нивото на БВП. Единственото нещо, което стабилизационната политика може да направи, е да намали разминаването между разрива и тренда. Ако икономическата политика обаче е насочена към „премахване на разрива“, ползите за благосъстоянието могат да бъдат значителни. В първия случай автоматичните стабилизатори изключват големи и трайни производствени разриви, докато във втория случай такива разриви са възможни (Micolet, 1999).

Възниква въпросът кои шокове трябва да се вземат под внимание при оценка на потенциалния БВП и производствения разрыв. Според ранната теория за реалния бизнес цикъл действителният БВП трябва да се разглежда като колебания на потенциалния БВП. Реалното производство може да се различава от потенциалното само в резултат на случайни шокове.

По принцип всички дълготрайни шокове трябва да определят потенциалния БВП и всички преходни сътресения трябва да се улавят от производствения разрыв. Широка гама от модели приписват дълготрайните шокове на страната на предлагането в икономиката, докато преходните шокове се разглеждат като колебания на бизнес цикъла. Ако този възглед е правилен, паричните и разходните шокове трябва да определят разрива, а шоковете върху предлагането трябва да определят потенциалния БВП. Причисляването на дългосрочните смущения към страната на предлагането не е безспорно. Някои автори смятат, че акцентът върху шоковете е преувеличен. Например Зарновиц (Zarnowitz, 1999) подчертава значението на ендегенните фактори за обясняването на американския бизнес цикъл през деветдесетте години.

Втори сериозен проблем, свързан с измерването на производствените разриви, е времевият хоризонт, за който се прави оценката. Това е от особено значение за стратегите. Например, краткосрочните оценки на производствения разрыв може да показват инфлационен натиск. Ако обаче паричните власти приемат, че инвестициите ще се увеличат, и по този начин потенциалният БВП ще се увеличи по-бързо отпреди, няма да е необходимо да се увеличават лихвените проценти. Например фирмите ще инвестират повече, ако по някаква причина се даде импулс на икономиката. Това от своя страна ще доведе до по-голямо използване на производствените мощности и до нарастване на инфлационния натиск в краткосрочен план. Въпреки това, в средносрочен план, допълнителните инвестиции могат да доведат и до по-висок потенциален БВП.

Критериите за оценка на методите за определяне на потенциалния продукт се различават значително в зависимост от конкретната цел на анализите и теоретичната основа на дискусиата. Може да се разграничат три възможни цели при оценката на производствените разриви:

- анализът на цикличните колебания, т.е. измерването на ендегенните вариации на икономическата активност или, според по-доминиращата гледна точка, кумулативният ефект от разпространението на импулса на някои екзогенни шокове;
- оценка на напрежението между промяната на реалния БВП и потенциалния растеж;
- обсъждане на адекватността на мерките на икономическата политика.

По отношение на първата цел е възможно изискванията за разумна мярка за циклични колебания да се превърнат в статистически. Например, може да се твърди, че колебанията трябва да бъдат устойчиви и че цикличният компонент на съвкупното производство трябва да бъде неподвижен. Тези критерии са в съответствие с тълкуването на бизнес цикъла като последователност от повтарящи се икономически колебания.

Няма метод за оценка на потенциалното производство, който да покрие всички желани критерии. Съществуващите сравнения често се основават на избрани методи и в повечето случаи за конкретна страна или регион. Резултатите от подобни сравнения често са противоречиви и изводите, които могат да бъдат извлечени са по-скоро субективни.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Макар че е трудно да се даде универсална класификация на методите статистическите методи (трендовете и едностранните филтри) имат повече недостатъци от икономическите методи (многовариантните филтри и производствените функции). Сред многовариантните филтри филтърът на Калман отговаря на повечето критерии, но не е най-прозрачният метод и когато се използва като двустранен филтър, той се влияе от проблема с края на извадката. Методът „производствена функция“ е по-прозрачен и няма проблем с края на извадката, но не дава информация за несигурността. Освен това има спорен момент относно това как са конструирани входящите променливи при този подход. В резултат на това изборът между тези методи ще зависи от приоритетите на изследователя.

Независимо от избрания метод е необходимо той да се използва критично и немеханично (по-специално, важно е да се имат предвид основните му допускания и недостатъците му). Повечето методи предоставят оценки със сходен цялостен профил на потенциалното производство и до известна степен на производствения разрив, но съществуват големи различия при оценката на мащаба на производствения разрив.

ЛИТЕРАТУРА

1. Ганев, К. (2004). Статистически оценки на отклоненията от макроикономическия потенциал. Приложение за икономиката на България. *Агенция за икономически анализи и прогнози*.
2. Ганев, К. (2015). Бизнес цикли: Теории и модели. *Софийски университет „Св. Климент Охридски“*. София.
3. Гладнишки А. (2004). Агрегирана производствена функция на България в условия на преход. *Агенция за икономически анализи и прогнози*.
4. Гладнишки, А. (2005). Измерване на потенциалното производство: използване на инструментариума на производствените функции. *Агенция за икономически анализи и прогнози*.

5. Минасян, Г. (2008). Финансово програмиране. София: *Класика и стил*.
6. Ралева, С. (2013). Инфлация и икономически растеж: теория, методология, емпирика. София: *Издателски комплекс УНСС*.
7. Тодоров, И. (2015). Два подхода за оценка на агрегираната производствена функция на България. *Икономически изследвания*, 4/2015.
8. Тодоров, И. (2017). Растежът и цикличността на българската икономика в условията на паричен съвет. София: *Авангард Прима*.
9. Тодоров, И. и Александров, А. (2018). Два комбинирани подхода за оценка на цикличната позиция и фазата на бизнес цикъла на България. *Списание „Диалог“* 3/2018. Стопанска Академия „Д.А. Ценов“, Свищов.
10. Цалински, Ц. (2006). Два подхода за емпирична оценка на потенциалното производство на България. *БНБ, Дискусионни материали*, DP/57/2006.
11. Adams, C., Coe, D. (1990). A system approach to estimating the national rate of unemployment and potential output for the United States. *IMF Staff Papers*, Vol 37, № 2.
12. Alich, A. (2015). A New Methodology for Estimating the Output Gap in the United States. *IMF Working Paper*, WP/15/144.
13. Anderton, R., Aranki, T., Dieppe, A., Elding, C., Haroutunian, S., Jacquinet, P., Jarvis, V., Labhard, V., Rusinova, D., Szörfi, B. (2014). Potential Output from Euro Area Perspective. *ECB. Occasional Paper Series*. No. 156.
14. Apel M., Jansson, P. (1997). System Estimates of Potential Output and the NAIRU. *Economics Department, Sveriges Riksbank*.
15. Balakrishnan, R., López-Salido, J. (2002). Understanding UK Inflation: the Role of Openness. *Bank of England Working paper* No. 164.
16. Bank of Japan Research and Statistics Department. (1989). A Study on Potential Supply and Market Conditions: A Production Function Approach Including the Stabilizing Effect of Imports. *Bank of Japan Special Paper*, No 175.
17. Baxter, M., King, R. (1995). Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic series. *NBER Working Paper* No. 5022.
18. Baxter, M., King, R. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *Review of Economics and Statistics* (81)4, 573-593.
19. Benes, J., Clinton, K., Garcia-Saltos, R., Johnson, M., Laxton, D., Manchev, P., Matheson, T. (2010). Estimating Potential Output with a Multivariate Filter. *IMF WP*, № 285.
20. Beveridge, S., Nelson, C. (1981). A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics* 7: 151-74.
21. Blagrove, P., Garcia-Saltos, R., Laxton, D., Zhang, F. (1979). A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output. *IMF WP/15/79*.
22. Blanchard, O., Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply. *The American Economic Review*, 79(4), pp. 655-673.
23. Bokan, N., Ravnik, R. (2012). Estimating potential output in the Republic of Croatia using a multivariate filter. *Croatian National Bank, Working Paper* W35.
24. Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M. (2013). Rethinking potential output: embedding information about the financial cycle. *BIS WP*, No 404.
25. Camba-Mendez, G., Rodriguez-Palenzuela, D. (2001). Assessment criteria for output gap estimates. *ECB WP* 54.
26. Christiano, L., Fitzgerald, T. (1999). The band-pass filter. *NBER WP* 7257.
27. Clarida, R., Gali, J. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? *Carnegie-Rochester CS on Public Policy*, 41, pp 1-56.
28. Cochrane, J. (1994). Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices. *Quarterly Journal of Economics* 61: 241-65.

29. Cogley, T., Nason, J. (1995). Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research. *Journal of Economic Dynamics and Control* 19: 253-78.
30. De Massi, P. (1997). Estimates of Potential Output: Theory and Practice. *IMF*
31. Denis, C., McMorrow, K., Roger, W. (2002). Production function approach to calculating potential growth and output gaps—estimates for the EU Member States and the US. *European Commission, Economic Papers* 176.
32. DeSerres, A., Guay, A. (1995). The Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions. *Working Paper 95-9. Bank of Canada, Ottawa.*
33. Dobrescu, E. (2006). Double-conditioned potential output. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 3, pp. 32-50.
34. Durova, K. (2018). Long-term Impact of the European Funds on Bulgaria's Economy. *Economic Alternatives* 2018(2).
35. Economic Research Institute at the Bulgarian Academy of Sciences. (2012). Economic Development and Policy in Bulgaria: Evaluations and Expectations. *Special Focus: Competitiveness of Bulgarian Economy.*
36. Epstein, N., Machiarelli, C. (2010). Estimating Poland's Potential Output – A Production Function Approach. *IMF Working Paper*, No 15.
37. European Commission. (2014). The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps. *Economic Papers* 535.
38. European Commission. (2015). Bulgaria: Report prepared in accordance with Article 126(3) of the Treaty. Brussels.
39. Gagales, A. (2006). Growth in Greece: Can Better Performance be Sustained? Selected Issues and Statistical Appendix, *IMF Country Report* No. 06/5.
40. Gali, J., López-Salido, J. (2001). A New Phillips Curve for Spain. *BIS WP* No. 3.
41. Ganev, K. (2005). Measuring Total Factor Productivity: Growth Accounting for Bulgaria. *Discussion Paper, Agency for Economic Analysis and Forecasting, Bulgaria.*
42. Ganev, K. (2015). A Small Model for Output Gap and Potential Growth Estimation: An Application to Bulgaria. *Center for Economic Theories and Policies, BEP* 04/2015.
43. Grech, A. (2013). Adapting the Hodrick-Prescott filter for very small open economies. *International Journal for Economics and Finance*, 5(8).
44. Guay, A., St-Amant, P. (1996). Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? *Technical Report No. 78. Ottawa: Bank of Canada*
45. Harvey, A., Jaeger, A. (1993). Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8: 231-47.
46. Hodrick, R., Prescott, E. (1997). Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1).
47. IMF. (1991). Potential Output in Major Industrial Countries. *World Economic Outlook.*
48. IMF. (2014). Bulgaria's EU Funds Absorption: Maximizing the Potential. *WP/14/21.*
49. Kalman, R. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Journal of Basic Engineering*, Vol. 82, pp. 35-45.
50. Kasabov, D., Kotseva, P., Vassilev, A., Yanchev, M. (2017). Relationship between Inflation, Potential Output and Structural Unemployment in Bulgaria. *BNB, DP* 104/2017.
51. Kuttner, K. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, pp. 361-68.

52. Lippi, M., Reichlin, L. (1994). Diffusion of Technical change and the decomposition of output into trend and cycle. *Review of Economic Studies* 61(1), pp. 19-30.
53. Mankiw, G. (2003). *Macroeconomics*. Worth Publishers, 5th edition.
54. Maybeck, P. (1979). *Stochastic Models, Estimation, and Control*. Academic Press.
55. Micallef, B. (2016). A Multivariate Filter to Estimate Potential Output and NAIRU for the Maltese Economy. *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 8, No. 5.
56. Micolet, P. (1999). *Éléments pour une analyse appliquée des cycles*. Mimeo, Paris.
57. Ministry of Finance of the Republic of Bulgaria. (2014). *Bulgaria's economy 2013: an annual survey*.
58. Mishkin, F. (2007). Estimating Potential Output. Address at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy, *Federal Reserve Bank of Dallas*.
59. Morley, J. (2011). The Two Interpretations of the Beveridge-Nelson Decomposition. *Macroeconomic Dynamics*, 6/2011.
60. Morley, J., Nelson, C., Zivot, E. (2003). Why are Beveridge-Nelson and Unobserved components decompositions of GDP so different? *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, №2.
61. Okun, A. (1962). Potential GDP: Its measurement and significance. *Proceedings of the American Statistical Association*.
62. Orphanides, A., van Norden, S. (1999). The reliability of output gap estimates in real time. *Board of Governor of the Federal Reserve System, Finance and Economics DS 99/38*.
63. Proietti, T. (2006). Trend-cycle decompositions with correlated components, *Econometric Reviews* 25, 61-84.
64. Quah, D. (1992). The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds. *Econometrica* 60: 107-18.
65. Ravn, M., Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of Economics and Statistics* (84)2, 371-380.
66. Razzak, W. (1997). The Hodrick-Prescott Technique: A Smoother Versus a Filter: An Application to New Zealand's GDP. In: *Economics Letters*, 57, 163-168.
67. Schumacher, C. (1999). Measuring EMU Potential Output Using a Multivariate Beveridge-Nelson-Decomposition. *Institute for Economic Research Halle DP 98*.
68. Solow, R. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
69. Sramkova, L., Kobilicova, M., Krajcir, A. (2010). Output gap and NAIRU estimates within state-space framework: An application to Slovakia. *Financial Policy Institute. The Ministry of Finance of the Slovak Republic, Economic Analysis* 16.
70. St-Amant, P., van Norden, S. (1997). Measurement of the output gap: A discussion of recent research at the Bank of Canada. *Bank of Canada Technical Report No. 79*.
71. Svensson, L. (1999). Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *Journal of Monetary Economics*, 43: 607-54.
72. Swagel, P., Scacciavillani, F. (2002). Measures of Potential Output: An Application to Israel. *Applied Economics*, 34: 945-957.
73. Taylor, J. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 39: 195-214.
74. Toth, M. (2014). Measuring the Cyclical Position of the Hungarian Economy: a Multivariate Unobserved Components Model. *Magyar Nemzeti Bank Working Paper*.
75. Van Norden, S. (1995). Why Is It So Hard to Measure the Current Output Gap? *Bank of Canada*.
76. Zarnowitz, V. (1999). Theory and History Behind Business Cycles: Are the 1990's the Onset of a Golden Age? In: *The Journal of Economic Perspectives*, 13 (2), 69-90.