

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

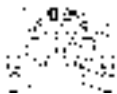
DP/48/2005

Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България

Калоян Ганев



БЪЛГАРСКА
НАРОДНА
БАНКА



БЪЛГАРСКА
НАРОДНА
БАНКА

**Измерване на общата
факторна производителност:
счетоводство на
икономическия растеж за
България**

Калоян Ганев

юни 2005 г.

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

Редакционен съвет:

Председател: Гарабег Минасян

Членове: Стати Статев

Николай Неновски

Мариела Ненова

Секретар: Людмила Димова

© Българска народна банка, юни 2005 г., поредица

ISBN 954-9791-84-X

Отпечатано в Полиграфична база на БНБ.

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

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

Мненията си изпращайте до:

Отдел „Печатни издания“

Българска народна банка

пл. „Княз Александър Батенберг“ № 1

1000 София

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

Факс: (+359 2) 980 2425, 980 6493

e-mail: Dimova.L@bnb.org

Интернет страница: www.bnb.bg

Съдържание

I. Въведение	5
2. Основни зависимости в счетоводството на икономическия растеж	8
2.1. Подход на Солоу	8
2.2. Алтернативен подход за емпиричен анализ	10
3. Бележки по допълнителните пресмятания	11
3.1. Избори подготовка на данни за пресмятанията	11
3.2. Методология на пресмятане на капиталовите запаси	13
3.3. Пресмятане на капитала по отрасли	14
3.4. Пресмятане на дела на доходите от труд в общия доход	15
4. Резултати	16
4.1. Капиталови запаси	16
4.2. Обща факторна производителност	19
5. Изводи	21
Приложения	26
Литература	32

Резюме. Измерването на общата факторна производителност дава възможност да се определи приносът на производствените фактори от страна на предлагането към икономическия растеж. За България, като икономика в преход, е трудно да бъде построена производствена функция с устойчиви параметри, най-вече поради нетипичното развитие на капитала и труда в условията на икономически растеж, както и поради липсата на достатъчно дълги и надеждни редове от данни. В това отношение счетоводството на икономическия растеж дава възможност да бъдат идентифицирани основните източници и посоки на влияние. Извършените пресмятания в настоящото изследване помагат да се определи развитието на общата факторна производителност като основна сила, движеща икономическия растеж. Очертани са и вероятните причини, поради които това влияние е особено силно.

Summary. Total factor productivity measurement enables researchers to determine the contribution of supply-side production factors to economic growth. For Bulgaria, which is a transition economy, it is difficult to construct a production function with stable parameters, mostly because there are atypical developments of capital and labor during periods of economic growth, as well as due to the lack of sufficiently long and dependable data series. In this respect, growth accounting enables us to identify the basic sources and directions of influences. The calculations that have been carried out in this paper help in the identification of total factor productivity development as the main driving force of economic growth. The likely reasons for this strong influence have been also outlined.

Ключови думи: икономически растеж, обща факторна производителност

JEL код: E22, O47

Благодаря на Андрей Василев, Димитър Василев, Ралица Ганева и доц. д-р Георги Чобанов за получените ценни коментари и препоръки при различните етапи от подготовката на статията, както и на Зорница Фиковска за помощта при избора и обработката на статистическите данни. Евентуалните грешки и пропуски са изцяло отговорност на автора.

I. Въведение

За икономическото развитие на България от началото на 90-те години на XX в. до днес не може да бъде дадена еднозначна оценка. Началото на този т. нар. преходен период обикновено се свързва с влошаване на икономическата ситуация, с упадък на производството и производствените отношения и вследствие на това със загуба на икономическо благосъстояние спрямо предходните десетилетия. До 1997 г. страната претърпя и няколко инфлационни и валутни кризи, които допълнително утежняха преодоляването на негативния тренд в равнищата на доходите. Въпреки голяма степен илюзорните изгледи за съживяване от 1994 г. и 1995 г.¹ за периода 1990 – 1997 г. реалният брутен вътрешен продукт на страната се сви с около 32% в сравнение с равнището от 1989 г.

По съвсем различен начин изглежда ситуацията в годините след въвеждането на паричен съвет, през които икономиката на България се характеризира неизменно с растеж на реалния брутен вътрешен продукт. Стойността на това нарастване, с изключение на 1999 г., е 4 и повече процента на годишна база. Тъй като стойностите на нарастването на реалния БВП за Европейския съюз са по-ниски, икономическият растеж на България предполага конвергенция към средноевропейските равнища на дохода. Колко продължителна ще бъде тази конвергенция и дали реалната ѝ скорост отговаря на желаното състояние, е предмет на дискусия, изводите от която най-вероятно биха се оказали нееднозначни. Целта на това изследване не е да търси полемика в тази посока, а да даде отговор преди всичко на въпроса, кои са движещите сили на икономическия растеж при положение, че в рамките на достатъчно голям брой от избраните за анализ години основните фактори на производство (труд и капитал) не се изменят в посоката, която предполагат неокласическите модели.²

¹ През тези две години са регистрирани положителни стойности на икономически растеж, съответно 1.8% и 2.9%. Източник: АИАП.

² Съгласно неокласическата теория нарастването на равнището на дохода при равни други условия се предполага от увеличаване количеството на тези два фактора на производство, т. е. пределните продукти на труда и на капитала са положителни. Както ще стане видно от получените резултати, през определени години в България е налице икономически растеж, докато капиталът и трудът намаляват.

В статията е направена оценка на приноса на отделните производствени фактори³ от страна на предлагането към икономическия растеж на България за периода 1998 – 2007 г. Акцентът е поставен върху приноса на изменението на общата факторна производителност към икономическия растеж като мярка за промяната в качеството на производствения процес.

Общата факторна производителност е понятие, което се формализира относително късно. Въпреки че корените на идеята за съществуването ѝ могат да бъдат търсени дори при най-ранните икономисти класици, по-строгото дефиниране и съответно по-сериозните опити за търсене на неин количествен измерител се наблюдават след 30-те години на XX в.⁴ Заг понятието най-често стои схващането, че освен традиционните фактори на производство „труд“ и „капитал“ съществува още нещо, което кара производството да нараства. Най-често това „нещо“ се отъждествява с технологичния прогрес. Последното понятие само по себе си може да бъде тълкувано по различни начини, но при всички случаи в крайна сметка се има предвид фактът, че съчетаването на работната сила, машините, човешките знания и умения и новите технологии води до изменение в съвкупния доход, което не може да се очаква от изменението на труда и капитала, взети поотделно.

В условията на преход към пазарно стопанство, в който се намира България от началото на 90-те години на XX в., нарастването на общата факторна производителност съдържа в себе си влиянието и на други съществени фактори, макар и не за целия период. На първо място, нарастването отразява влиянието на финансовата стабилност, която е налице след въвеждането на системата на паричен съвет през 1997 г. Не бива да се пропуска и постепенното изграждане на необходимите за нормално съвременно функциониране на една пазарна икономика институции, които също имат съществена роля при управлението на макроикономическите процеси.⁵

Използваният тук подход при измерването на общата факторна производителност е т. нар. счетоводство на икономическия рас-

³ Поради липса на надеждни количествени оценки по отношение на човешкия капитал приносът на този фактор в статията е отчетен имплицитно в изменението на общата факторна производителност.

⁴ За по-подробно разглеждане на историческото развитие на количествения анализ на общата факторна производителност вж. например *Griliches* (1995) или *Hulten* (2000).

⁵ За подробно разглеждане ролята на финансовата стабилизация в България като предпоставка за икономическия растеж вж. *Минасян* (2002).

теж⁶, който, въпреки че се отличава с относителна простота на техниката на пресмятане, води до достатъчно показателни резултати.

В счетоводството на икономическия растеж понятието „обща факторна производителност“ няма самостоятелно значение, докато не бъде отчетено влиянието на факторите „труд“ и „капитал“ (и евентуално на други фактори, за които са налице статистически данни). В общия случай пресмятането на общата факторна производителност в допълнение към приноса на труда и капитала означава неспособност да се идентифицират или измерят количествено останалите обективно съществуващи фактори, които определят икономическия растеж. Тази неспособност най-често произтича от липсата на подходящи статистически данни или на предварителни изследвания по отношение на стойностите на пропуснатите фактори. Когато изолираме влиянието на факторите на производство, за които са налични статистически данни, остава приносът на всички останали фактори, който в литературата се обобщава с наименованието „нарастване на общата факторна производителност“. При пресмятане нарастването на общата факторна производителност посредством използването на числа за капитала и труда, анализът е неизчерпателен по дефиниция, тъй като в съвременната теория и емпирика на икономическия растеж са идентифицирани повече от два фактора на растежа. Както вече беше споменато в настоящата статия, отсъства факторът „човешки капитал“, който се очаква да има значителен принос.⁷ Доколкото технологичното развитие и човешките знания, умения, здравословно състояние и пр. са взаимно свързани, тази „неточност по дефиниция“ не би трябвало да представлява сериозен проблем. Въпреки че по правило колкото по-голяма детайлност притежават едни резултати, толкова по-ценни са те.

В икономическата литература освен счетоводството на растежа съществува и друг подход при идентификацията на факторите и техния принос, а именно чрез прилагането на иконометрични оценки. В конкретния случай този подход не е избран, тъй като се характеризира с известни недостатъци, най-важният от които се със-

⁶ От англ. growth accounting.

⁷ Mankiw et al. (1992) например показват емпирично, че еластичността на БВП спрямо този производствен фактор е приблизително 1/3 за панелна извадка, включваща 98 страни.

тои в това, че факторите на производство могат да се окажат (което е и най-често срещаният случай) ендогенни променливи за оценявания модел. За решаването на последния проблем съществуват съответни техники, но ограничението в случая идва преди всичко от факта, че наличните редове от статистически данни на годишна база за формирането на дохода по икономически сектори са недостатъчно дълги, поради което регресионният анализ не би дал го стабилни оценки на параметрите.

Статията е структурирана по следния начин. В *част 2* е направен преглед на теоретичните основи на счетоводството на икономическия растеж. Описани са основните зависимости и са очертани предимствата и недостатъците на двата основни метода, използвани при пресмятанията. В *част 3* са описани предположенията и техниките, свързани с пресмятането на показатели, чиито стойности не могат да бъдат пряко извлечени от националните сметки или други статистически източници. В *част 4* са представени резултатите от пресмятанията и са коментирани техните основни характеристики. *Част 5* изцяло е посветена на изводите по отношение на показателя „обща факторна производителност“, както и на основни предположения и съображения относно неговото бъдещо развитие.

2. Основни зависимости в счетоводството на икономическия растеж

2.1. Подход на Солоу

През 1956 г. Робърт Солоу предлага модел, съдържащ опростена, но заедно с това мощна рамка за анализиране на причините и динамиката на икономическия растеж. Година по-късно, през 1957 г., той публикува втора статия,⁸ озаглавена „Технологично изменение и функцията на съвкупното производство“. В тази статия темпът на растеж на съвкупното производство е представен като комбинация от приносите на темповете на растеж на отделните производствени фактори – физически капитал, труд и технологично изменение (или обща факторна производителност). Солоу използва спецификация на производствена функция с неутрална по Хикс технология:

⁸ Вж. Solow (1957).

$$Y(t) = A(t) \cdot F[K(t), L(t)], \quad (1),$$

където **Y(t)** е съвкупното производство (или съвкупният доход), **K(t)** е количеството физически капитал, използван в производството, **L(t)** е сумата от вложените трудови ресурси, а **A(t)** е технологичното равнище.

Уравнение (1) лесно може да се преобразува в следния вид⁹:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}, \quad a(t) + b(t) = 1, \quad (2)$$

където **a(t)** и **b(t)** са съответно дяловете на разходите за капитал и труд в общите разходи.

В общия случай данни за **Y(t)**, **K(t)** и **L(t)** са налице (или могат да бъдат пресметнати от други променливи), така че единственият израз, който остава неизвестен, е $\dot{A}/A$. Той обаче лесно може да се пресметне като остатъчна величина от уравнение (2):

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \quad (3).$$

Последното пресмятане е известно още като „пресмятане на остатъка на Солоу“. Дискретният вид на последното уравнение за работа с реални данни би следвало да бъде:

$$\frac{\Delta A(t)}{A(t-1)} = \frac{\Delta Y(t)}{Y(t-1)} - a(t) \cdot \frac{\Delta K(t)}{K(t-1)} - b(t) \cdot \frac{\Delta L(t)}{L(t-1)} \quad (4).$$

На практика точно този вид на уравнението е бил използван дълги години при пресмятането на общата факторна производителност, включително и от самия Солоу.

⁹ Преобразуванията, както и съответните предположения, при които са направени, са показани в Приложение 1.

2.2. Алтернативен подход за емпиричен анализ

Рамката на Солоу, представена дотук, е изключително информативна за връзките между отделните показатели, но доколкото се работи с непрекъснати икономически променливи. Измерването в икономиката обаче рядко се извършва непрекъснато. Модификацията, представена в уравнение (4), е чисто механична трансформация на непрекъснатия случай и може да доведе до неточности в получените резултати.

При дискретни данни по-подходящо е да се използва транслогаритмичната спецификация на производствената функция, предложена от Диуърт¹⁰:

$$\begin{aligned} \ln Y(t) = & \alpha_0 + \alpha_K \cdot \ln K(t) + \alpha_L \cdot \ln L(t) + \alpha_t t + \\ & + \frac{\beta_{KK}}{2} [\ln K(t)]^2 + \frac{\beta_{LL}}{2} [\ln L(t)]^2 + \frac{\beta_t}{2} t^2 + \\ & + \beta_{KL} \ln K(t) \cdot \ln L(t) + \beta_{Kt} \ln K(t) \cdot t + \beta_{Lt} \ln L(t) \cdot t, \end{aligned} \quad (5)$$

където:

$$\begin{aligned} \alpha_K + \alpha_L &= 1 \\ \beta_{KK} + \beta_{KL} &= 0 \\ \beta_{LL} + \beta_{KL} &= 0 \\ \beta_{Kt} + \beta_{Lt} &= 0 \end{aligned}$$

Ако предположим, че пазарите на труд и капитал са конкурентни, тогава:

$$a(t) = \frac{\partial \ln Y(t)}{\partial \ln K(t)} = \alpha_K + \beta_{KK} \ln K(t) + \beta_{KL} \ln L(t) + \beta_{Kt} t \quad (6)$$

$$b(t) = \frac{\partial \ln Y(t)}{\partial \ln L(t)} = \alpha_L + \beta_{LL} \ln L(t) + \beta_{KL} \ln K(t) + \beta_{Lt} t \quad (7).$$

¹⁰ Вж. Diewert (1976).

Ако имаме дискретни данни, темповете на изменение на променливите се пресмятат като първи разлики на логаритмите. В конкретния случай имаме:

$$\Delta \ln Y(t) = \frac{1}{2}[a(t) + a(t-1)]\Delta \ln K(t) + \frac{1}{2}[b(t) + b(t-1)]\Delta \ln L(t) + \Delta \ln A(t) \quad (8).$$

От последното уравнение получаваме мярката за темпа на нарастване на общата факторна производителност:

$$\Delta \ln A(t) = \Delta \ln Y(t) - \frac{1}{2}[a(t) + a(t-1)]\Delta \ln K(t) - \frac{1}{2}[b(t) + b(t-1)]\Delta \ln L(t) \quad (9).$$

Въпреки че последното уравнение представя нещата по-прецизно откъм чисто техническа гледна точка, в конкретния случай при пресмятанятия на общата факторна производителност ще бъде използван и подходът на Солоу, съдържащ се в уравнение (4), за чисто илюстративни цели.

3. Бележки по допълнителните пресмятания

3.1. Избор и подготовка на данни за пресмятанията

Като мярка за $Y(t)$ е използван брутният вътрешен продукт по данни на Националния статистически институт, а за $L(t)$ – броят на заетите лица по данни на Агенцията по заетостта.¹¹

Данни за променливата $K(t)$ не се публикуват, поради което се налага тя да бъде пресметната допълнително. Най-често използваният метод за пресмятането ѝ е т. нар. метод на постоянна инвентаризация¹², който накратко може да бъде описан с уравнението:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (10),$$

¹¹ Всички стойностни показатели, използвани при пресмятанията, са взети по постоянни цени от 1998 г.

¹² От англ. Permanent Inventory Method, PIM.

където $I(t)$ са brutните инвестиции, а δ е темпът на изхбяване.¹³ Като измерител на brutните инвестиции е използван показателят „brutно образуване на основен капитал“ от националните сметки. Единственото предизвикателство тук се състои в определянето на началното условие за уравнение (10) – т. е. на стойността на началния капитал.

Подходът, който ще бъде използван за пресмятането на началния капитал, минава през използване стойността на темпа на изхбяване на капитала, поради което се налага първо да бъдат изложени предположенията за определяне на тази стойност. В литературата се използват различни стойности на темпа на изхбяване. Тук предполагаме, че $\delta = 0.05$, което означава, че пълното изхбяване на дадена капиталова единица се осъществява в рамките на 20 години. Изборът на тази стойност не е случаен, а се базира на получените оценки в редица изследвания. Такива са например *Hernandez and Mauleon* (2003) за икономиката на Испания, *Cororaton* (2002) за Филипините, *Felipe* (1997) за група страни от Източна Азия и др. Изборът на стойността не е случаен и от гледна точка на това, че средното отношение между потреблението на основен капитал и brutния вътрешен продукт за периода 1980 – 1990 г. е 0.138^{14} , което при очаквано съотношение *капитал/brутен вътрешен продукт* около 3^{15} дава норма на изхбяване приблизително 5%.

Началният капитал се пресмята по формулата:

$$K_0 = I_0 / \delta \quad (11).$$

Съгласно последното уравнение на практика приемаме, че началният капитал е равен на brutните инвестиции, направени през началната година, умножени по 20.¹⁶ Анализът, разбира се, се влияе в известна степен от конкретното число, което ще използваме за

¹³ Терминът „амортизация“ не е използван нарочно, за да се избегне асоциацията със счетоводното понятие „амортизационни отчисления“, стойността на които обикновено се определя съгласно нормативно определени параметри.

¹⁴ Вж. „Основни макроикономически показатели '98“, издание на НСИ, 1999 г.

¹⁵ Използвана е базата от данни за 93 страни на *Nehru* и *Dhareshwa*, публикувана от Световната банка. Средната стойност на отношението за тази група страни за 1987 г. е 2.91. За подробности вж. <http://www.worldbank.org/research/growth/ddnehdha.htm>.

¹⁶ Това не означава, че инвестициите през предходните 19 години са равни на тези за годината, за която се пресмята началният капитал; на практика тяхната стойност е значително по-висока, тъй като и тези инвестиции са се изхбявали в течение на времето. Точната стойност на средногодишните инвестиции за този 19-годишен период зависи от това, дали ще бъде избран линеен или геометричен метод на определяне на изхбяването. За подробности относно методите на пресмятане на изхбяването вж. частта, посветена на методологията за пресмятане на капиталовите запаси.

началния капитал, но това влияние постепенно отслабва във времето – т. е. колкото по-далеч от настоящия момент е началният период, толкова по-малко е влиянието на началния капитал върху получените резултати.

3.2. Методология на пресмятане на капиталовите запаси

Методът на постоянна инвентаризация, изложен във формула (10), предполага възможност за рекурсивно заместване назад във времето. Например, ако вземем формулата за момент **(t-1)**, имаме:

$$K_{t-1} = I_{t-1} + (1-\delta) K_{t-2}.$$

Последното заместваме обратно в уравнение (10) и получаваме:

$$K_t = I_t + (1-\delta) I_{t-1} + (1-\delta)^2 K_{t-2} \quad (12).$$

Можем да продължим така до произволен момент назад във времето и ще получим:

$$K_t = \sum_{i=0}^{n-1} (1-\delta)^i I_{t-i} + (1-\delta)^n K_{t-n} \quad (13),$$

където **n** е фиксираният момент от времето, от който вземаме началния капитал. Може да се покаже, че дори при $n \rightarrow \infty$ изразът, представляващ амортизираната стойност на началния капитал, никога не става нула, т. е. този начин на пресмятане предполага „вечен живот“ на някаква част от капитала. За целите, които сме си поставили в този анализ, капиталът следва да има краен живот – т. е. да се амортизира за краен брой години. Последното се налага и от чисто практическа гледна точка, тъй като след определен период от време капиталът загубва способността си да създава нова стойност. Поради това тук е използван следният вариант на уравнение (13):

$$K_t = \sum_{i=0}^{n-1} (1-i\delta) I_{t-i} + (1-n\delta) K_{t-n} \quad (14).$$

Уравнение (14) предполага постоянно равномерно (линейно) намаляване на стойността на началния капитал, както и на инвестициите, които се правят в интервала между настоящия и началния момент. По този начин се позволява пълно изхабяване на една единица капитал за $1/\delta$ на брой периоди.

3.3. Пресмятане на капитала по отрасли

Към настоящия момент данни за компонентите на brutния вътрешен продукт по метода на крайното използване за отделните отрасли не са изготвени от страна на Националния статистически институт. При това положение за евентуално пресмятане на капиталовите запаси по отрасли е необходимо да бъдат направени съответните предположения. Един възможен подход би бил да приемем, че динамиката на капитала по отрасли изцяло съвпада с динамиката на придобитите дълготрайни материални активи по години.¹⁷ С други думи – това означава да приемем, че делът на капитала на съответния отрасъл в общия капитал е равен на дела на същия отрасъл в общата сума на придобитите дълготрайни материални активи.¹⁸

Неточностите при това допускане биха се състояли в следното:

- Динамиката на капитала в секторите не се определя единствено от последователното натрупване на дълготрайни материални активи, а и от дела на началния капитал на отрасъла в общия начален капитал, както и от отрасловата норма на изхбяване. Тези две стойности е логично да не съвпадат съответно с дяловете на отделните отрасли в ДМА за началната година и нормата на изхбяване за цялата икономика.

- Придобитите дълготрайни материални активи невинаги са нови. В резултат на това, от една страна, записването им в стойността на капитала за съответния период не е съвсем точно, тъй като в известна степен цената на придобиване не е пряко отражение на степента на изхбяване. От друга страна, пресмятането на изхбяването във времето на дадена капиталова единица също не би било прецизно, тъй като стойността на множителя във формули (13) и (14) в общия случай би била грешна по дефиниция.

¹⁷ Подобно разсъждение може да бъде направено по аналогия и като се използва потреблението на основен капитал, за което има данни.

¹⁸ В аналитичен запис, предположението би изглеждало така:

$$\frac{K_j}{K} = \frac{TFA_j}{TFA}, \quad \sum_j K_j = K, \quad \sum_j TFA_j = TFA,$$

където **K** е капиталът, **TFA** са дълготрайните материални активи, а **j** е индекс за съответния отрасъл.

• Не се отчита влиянието на нематериалните дълготрайни активи; в случая се приема, че тяхната динамика е същата като тази на материалните активи. Нещо повече – не се отчита фактът, че нематериалните дълготрайни активи са до голяма степен неравномерно разпределени между отделните отрасли (например очаква се в селското стопанство да се намира най-малката част от тях).

Това първо приближение може до някаква степен да служи като ориентир за състоянието на капитала по отрасли. Съответните пресмятания са извършени, но не са включени в тази статия, тъй като най-вероятно не отразяват действителната динамика на показателя. По същата причина е пропуснато включването и на получените резултати за общата факторна производителност по отрасли.

3.4. Пресмятане на дела на доходите от труд в общия доход

Най-лесният начин за пресмятане на дела на доходите от труд е, като се вземе съотношението *компенсация на наетите лица от националните сметки/брутен вътрешен продукт* (или *брутна добавена стойност*). При това обаче има вероятност доходи, които по своята същност са трудови, да бъдат отнесени към групата на доходите от капитал.¹⁹ Тъй като подобно детайлно представяне на източниците на дохода не е налице, ще използваме единствено съображението, че една част от сумата на нетния опериращ излишък и нетния смесен доход, за която е налице статистика, може да бъде характеризирана като *трудов доход*. Става въпрос за стойността на нетния смесен доход, който се състои от доходите от некорпорирани предприятия, които получават собствениците им или членове на техните семейства. Тъй като най-често този доход не се отчита като работни заплати и свързани с тях разходи, но по същество изпълнява такава функция, той е добавен към компенсацията на наетите лица. Тъй като има данни само за нетния смесен доход за периода 1998–2001 г., използваме средното за тези 4 години на съотношението:

$$\frac{\text{Нетен смесен доход}}{\text{Нетен смесен доход} + \text{Нетен опериращ излишък}}$$

¹⁹ За обстойно разискване на този подход вж. Krueger (1999).

и го прилагаме към целия период, който анализираме. Получената стойност в конкретния случай е приблизително 0.33, което значи, че приемаме, че дялът на нетния смесен доход в посочената сума е 1/3.

Следователно:

$$a(t) = \frac{COE(t) + NMI(t)}{GDP(t)}, \quad b(t) = 1 - a(t), \quad (15),$$

където **COE** е компенсация на наетите, а **NMI** е нетен смесен доход.

4. Резултати

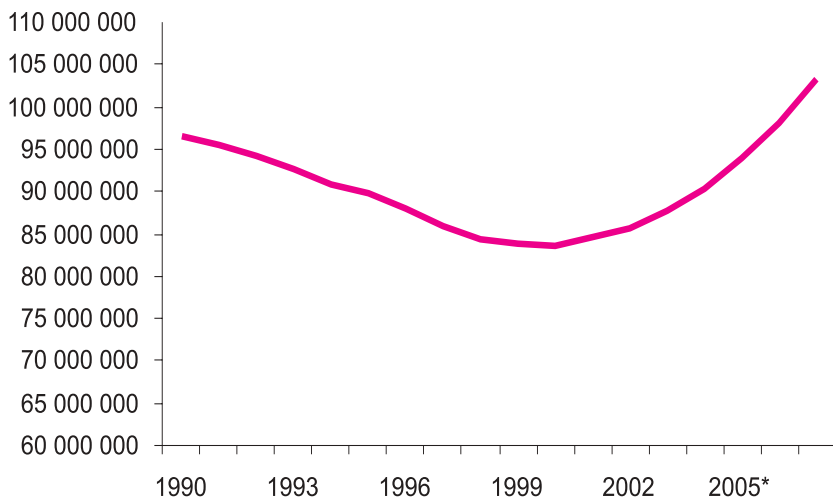
4.1. Капиталови запаси

Резултатите от направените пресмятания за капиталовите запаси по двата метода съгласно уравнения (13) и (14) са представени съответно на графики 1 и 2, както и в табличен вид в приложение 2.

Графика 1

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ, ПРЕСМЕТНАТИ ПО ГЕОМЕТРИЧНИЯ МЕТОД

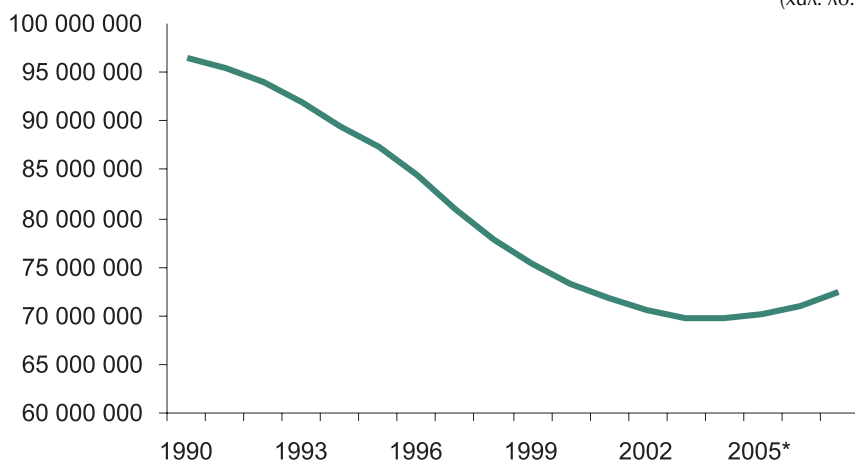
(хил. лв.)



* Прогноза.

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ, ПРЕСМЕТНАТИ ПО ЛИНЕЙНИЯ МЕТОД

(хил. лв.)



* Прогноза.

И в двата случая началната стойност на капитала е една и съща и е пресметната, като брунтото образуване на основен капитал за 1990 г. е умножено по 20. В първия случай капиталът показва тенденция към намаляване до 2000 г. включително, след което изцяло променя посоката си към нарастване. Във втория случай капиталът намалява до 2004 г., като темпът му на намаляване преминава от нарастващ към намаляващ от 1996 г.

Що се отнася до съотношението *капиталови запаси/брутен вътрешен продукт*, в първия случай в началото на периода то има стойност 3.36²⁰, а в края – 3.18²¹. Във втория случай в началото на периода стойността е също 3.36, а в края е 2.54.

²⁰ По данни от Статистическия годишник на Република България за 1991 г. през 1990 г. съотношението *стойност на производствените фондове в националната икономика/брутен вътрешен продукт* е 3.09. Тук обаче следва да се спомене, че производствените фондове подценяват стойността на капитала в икономиката, доколкото за същия период няма точна оценка за нематериалните дълготрайни активи. Следователно може да се счита, че и стойността 3.09 подценява реалното състояние.

²¹ При първия метод на пресмятане стойността на показателя не намалява чувствително, което се дължи на вече описания недостатък в метода.

Стойностите за България за началото на периода изглеждат сравнително високи – те се обясняват с факта, че в началото на 90-те години състоянието на икономиката предполага ниска ефективност на капитала в създаването на стойност. Част от причините за това са следните:

- Спад в търсенето на произведена в страната продукция – в началото на периода дялът на промишлеността в икономиката е изключително голям. Секторът на услугите е малък и недоразвит и поради това икономиката не е в състояние да произведе количеството стоки и услуги със съответното качество, което да отговаря на характеристиките на търсенето и на нарастващата конкуренция на вноса.

- Спад във външното търсене – поради реструктурирането на бившия СИВ редица производства се озовават в ситуация на драстично свити пазари.

- Направените до момента инвестиции са с остарели технологии, които не са в състояние да осигурят ефективно производство и пр.

При описаните условия напълно нормално е да се очаква сравнително ниско производство на единица капитал, тъй като в краткосрочен план той не може да се променя и да следва динамиката на производството.

Намаляването на показателя може да се тълкува, от една страна, като декапитализация на икономиката, доколкото и в абсолютно изражение капиталовите запаси намаляват. От друга – по-ниската стойност може да се разглежда и като повишаване на ефективността на производството. Това означава, че капиталът в съвременните условия е по-продуктивен, отколкото в началото на периода. Последното твърдение е логично от гледна точка на това, че в периода на реструктуриране на икономиката се променят съществено типът на инвестиционната дейност и източниците на инвестиране и постепенно се преминава към пазарно ориентирана икономика, в която агентите се стремят да оптимизират разходите си. Това, разбира се, означава постепенно внедряване и на нови технологии, които по дефиниция водят до по-ефективно производство. Не на последно място намаляващата стойност на показателя при относително висока безработица и ниски нива на заплащане, какъвто е типичният случай за т. нар. икономики в преход, може да се разглежда като отражение на тенденцията към компенсиране на недостига от капитал със съответния трудов ресурс. Намирането

на точния баланс между тези резултати би могъл да даде известна представа за нетното изменение в ефективността на производството в макроикономически план. В крайна сметка обаче последният ефект се очаква да има ограничено влияние, тъй като трудът далеч не може да бъде характеризирен като съвършен заместител на капитала.

Прогнозните стойности на капитала за периода 2004–2007 г., които са показани и на двете графики, са пресметнати, като са използвани прогнозите за темпа на нарастване на инвестициите, използвани при изготвянето на Предприсъединителната икономическа програма (ПИП) 2004–2007 г.

4.2. Обща факторна производителност

Пресмятанията по отношение на общата факторна производителност са извършени за периода 1991–2003 г.²² Подобно на капиталовите запаси са направени и прогнози за развитието на показателя до 2007 г., като са използвани прогнозите за темповете на нарастване на инвестициите, заетостта и брутния вътрешен продукт от ПИП 2004 – 2007 г.

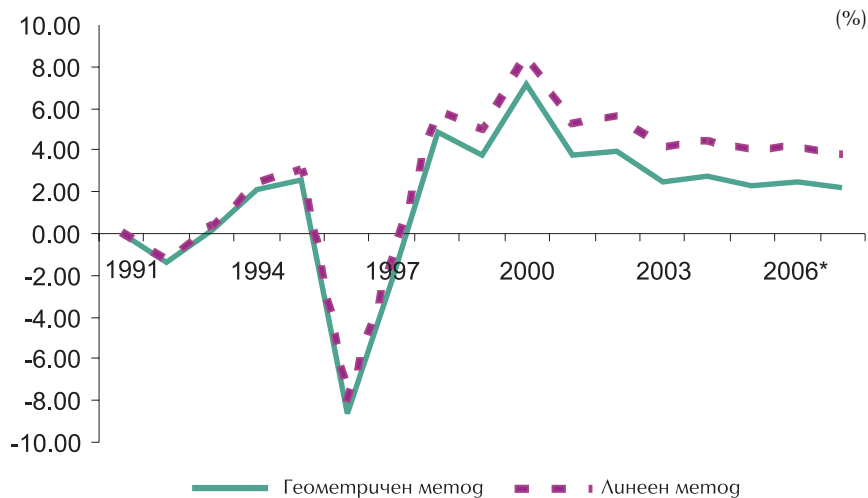
Резултатите за растежа на общата факторна производителност, пресметнати по уравнение (3) и уравнение (9), са представени съответно на графики 3 и 4, както и в таблица 3 в приложение 2.²³

²² По отношение на статистическите данни за формирането на дохода по икономически сектори за периода 1990–1997 г. са използвани стойностите, публикувани в „Основни макроикономически показатели ’98“ на НСИ, а за периода 1998–2003 г. – от базата данни на АИАП с окончателни и предварителни данни от НСИ.

²³ Прогнозите за общата факторна производителност, пресметнати по уравнения (3) и (9), съвпадат, тъй като дяловете на дохода от труд, съответно от капитал, са приети за постоянни от 2003 г. нататък.

Графика 3

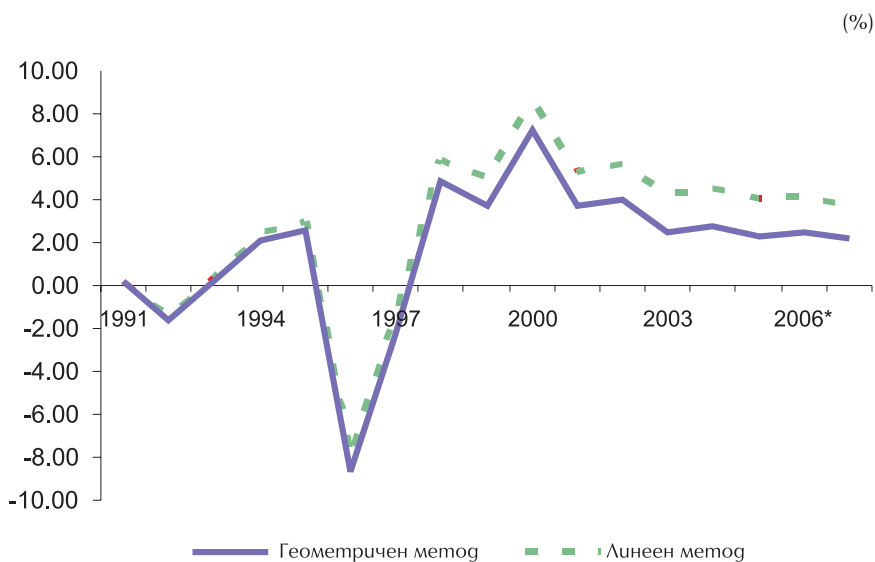
РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ



* Прогноза.

Графика 4

РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ



* Прогноза.

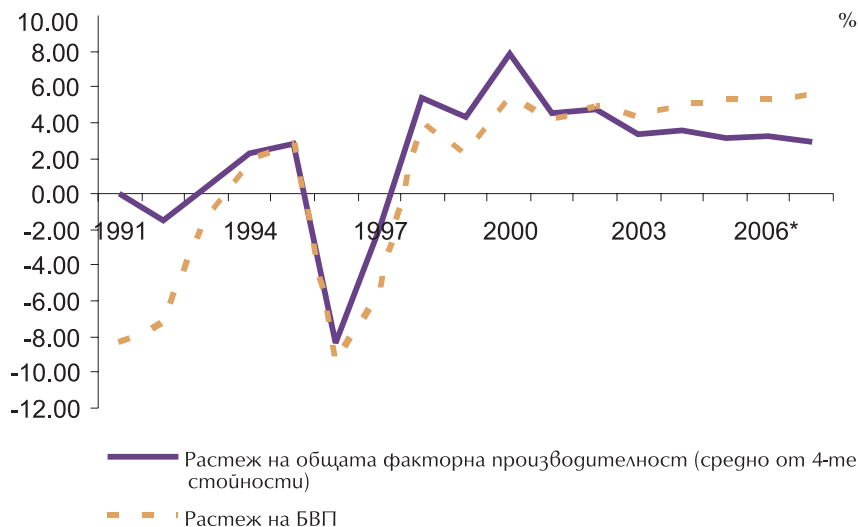
Както лесно може да се види от графиките и таблицата с резултати, включена в Приложение 2, стойностите на общата факторна производителност, получени съгласно двете уравнения, не се различават съществено помежду си. Причината за това се дължи на факта, че дяловете на компонентите на дохода в брутния вътрешен продукт са много близки в рамките на два съседни периода. Това дава основание да се твърди, че уравнение (3) дава достатъчно точни резултати в случаи, подобни на този. Уравнение (9) се оказва по-точно единствено в случаите, когато динамиката на компонентите на дохода в краткосрочен план е съществена.

5. Изводи

Според получените резултати²⁴ динамиката на растежа на общата факторна производителност е главният определящ фактор за икономическия растеж в България. Ниските и нестабилни стойности на показателя през периода до 1997 г. определят и неустойчивото развитие на брутния вътрешен продукт (графика 5). Съответно високите му стойности след въвеждането на паричния съвет са основната причина и за относително високия темп на нарастване на брутния вътрешен продукт.

²⁴ Сравними резултати за общата факторна производителност са представени и в Минасян (2004) (вж. глава 8, с. 240–247), където е използван аналогичен апарат. Получените там оценки са близки до тези в настоящата статия, пресметнати по оригиналния метод на Солоу при геометрично изхбяване на капитала. Разликите между двете оценки се дължат най-вече на първоначалните допускания за съотношението *капиталови запаси/брутен вътрешен продукт*, както и на различния подход на авторите при определяне коефициентите на еластичност на труда и капитала. Оценките от настоящата статия, получени както с използване на линейно изхбяване на капитала, така и с трансцендентална логаритмична производствена функция, дават по-съществени различия. Въпреки това като цяло динамиката на развитие на фактора „обща факторна производителност“ остава сходна.

РАСТЕЖ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ И НА БВП



* Прогноза.

Резултатите са очаквани и до голяма степен съвпадат с развитието на икономиката през разглеждания период. Очаквани са, доколкото скоростта на преминаване от неефективен към ефективен начин на производство в среда със засилваща се конкуренция предполага съответен размер на темповете на нарастване на общата факторна производителност. Именно повишаването на ефективността на икономиката вследствие на извършените реформи след 1997 г. води до стойности на показателя от порядъка на 4–5% годишно. Тези стойности са по-високи от стойностите за развитите индустриални икономики, но следва да се разглеждат като нещо съвсем нормално поради изброените по-долу причини и фактори, определящи общата факторна производителност. За 2000 г. дори се наблюдават значително по-високи стойности от порядъка на 8–9% (в зависимост от използвания метод), което е напълно в съответствие с реалността. Именно през 2000 г. е осъществен значителен дял от реформите в българската икономика – извършена е приватизация на съществен обем активи, както и е осъществена оптимизация на заетостта, довела до нарастване на безработицата в страната. Вероятно на това се дължи най-вече голямата разлика между

стойностите за тази и за останалите години. Тази оптимизация на производствата от гледна точка на мащаба ѝ може да бъде считана за еднократен шок, въпреки че в по-малка степен ефектът е налице и през други години.

Въпреки че теорията не дава еднозначен отговор за това, как да бъде определено на какво точно се дължи остатъкът от изменението в общата факторна производителност, причините могат да бъдат изведени логически, като отново се вземат предвид структурните изменения в икономиката на страната.

На първо място, промяната в структурата на производство и неговото ориентиране към пазарите води към оптимизация на производствените разходи. Последното се подчертава и от отсъствието на тържавните субсидии, които са характерни за наследените елементи на планово стопанство. На второ място, типът и качеството на инвестициите се променя коренно, което е следствие от увеличаване дела на частния сектор и стремежа да се използват все по-съвременни технологии.²⁵ Трето, притокът на чуждестранни инвестиции е основен фактор за повишаване на общата факторна производителност, тъй като посредством тях се осъществява технологичен трансфер и трансфер на производствени и управленски знания и умения, които не са по финансовите възможности на голяма част от вътрешните инвеститори. В по-малка степен технологичен трансфер, макар и по-скоро косвен, се осъществява и чрез вноса на инвестиционни стоки. В най-малка степен технологичен трансфер може да се приеме, че се осъществява чрез вноса на потребителски стоки и евентуално след това прилагане върху тях на „обърнат инженеринг“²⁶ за непряко изучаване на производствени техники.

За растежа на brutния вътрешен продукт, а оттам и на общата факторна производителност в България след 1997 г. безспорно важна роля изигра и финансовата стабилизация. Последното не е изненадващо, тъй като подобен тип зависимост е добре изследвана и в световната литература.²⁷ Ниските стойности на колебанията в

²⁵ В това отношение може да се счита, че за моделиране на този период на преобразуване на икономиката е по-добре да се използват модели с хетерогенен капитал, каквито са например т. нар. *vintage* модели.

²⁶ От. англ. *reverse engineering*.

²⁷ Вж. например *Fischer (1993)* – в тази статия е показано, че икономическият растеж е в обратна зависимост с инфлацията, големите бюджетни дефицити и наличието на сериозни неравновесия на валутните пазари.

ценовото равнище, бюджетната дисциплина и наложеното доверие в националната валута чрез фиксиране на обменния курс към германската марка (впоследствие към единната европейска валута евро) несъмнено осигуриха сигурността, необходима за планиране и осъществяване на инвестиции, съответно за възстановяване и разширяване на нормалното функциониране на икономиката.

Важен фактор, който допълва финансовата стабилизация, е институционалното изграждане. Доколкото създадените в периода на преход в България институции се развиват колебливо и понякога без дългосрочна стратегия, както и поради факта, че все още не е постигнато точно и строго прилагане на правните норми, може да се твърди, че в тази посока влиянието е по-скоро ограничено, макар и като цяло положително.

С оглед липсата на реформи и наличието на сериозни проблеми в българското образование не може да се твърди, че в резултат от дейностите, извършвани в този отрасъл, се осигурява нарастване на човешкия капитал. Най-оптимистичният вариант, който може да се допусне, е, че образователната система осигурява човешки капитал, който е достатъчен единствено да покрие естественото изхабяване, съответно намаляването на количеството на този фактор в икономиката – т. е. може да се твърди, че нарастването на общата факторна производителност не е в права зависимост от продукта на образователната система. Разбира се, до момента, в който не бъде направен обстоен количествен анализ на формирането на човешкия капитал, силата и посоката на това влияние остава в сферата на предположенията.

Т. нар. „изтичане на мозъци“ често се разглежда като отделен фактор, влияещ на равнището на човешкия капитал, а оттам и на общата факторна производителност, както е в нашия случай. Доколкото емигрират предимно млади хора, които не са утвърдени професионално, може да се твърди, че този процес би имал по-скоро силен бъдещ ефект върху нарастването на общата факторна производителност поради отслабването на човешкия капитал и деформацията на демографската структура на населението. За периода от 1990 г. насам обаче не може да се счита, че емиграцията има силен ефект върху текущите равнища на общата факторна производителност. Разбира се, отново следва да се подчертае, че точни резултати и съответни коментари могат да бъдат получени едва след обстойно количествено и качествено изследване на процеса на емиграция и неговите ефекти върху икономиката.

В каква посока се очаква да се развива общата факторна производителност в бъдеще? За да дадем отговор на този въпрос, трябва да коментираме и очакваното развитие на останалите два фактора на производство – труд и капитал. По обясними демографски причини, както и поради квалификационните характеристики на работната сила в момента не може да се очаква съществено нарастване на заетите лица, съответно приносът на фактора „труд“ към икономическия растеж се очаква да бъде неголям. Получените резултати по отношение на физическия капитал показват, че количеството на този фактор нараства от определен момент нататък. За стойностите, получени от линейния метод на изхабяване (който в тази статия е приет за по-точен), нарастването на капитала започва през 2005 г. В това отношение може да се очаква и съответен положителен принос към икономическия растеж. С оглед на факта, че наличието на повече капитал повишава производителността на труда, това автоматично би означавало, че се очаква и нарастване на общата факторна производителност. Уместен е въпросът, дали това нарастване може да продължи да бъде по-високо от това в развитите индустриални икономики и в дългосрочен план. Вече беше споменато, че за типичната икономика в процес на преход към пазарни отношения, каквато е в България, съществен принос за изменението на този фактор на производство има самото реструктуриране. Ясно е, че това реструктуриране не може да продължи вечно, т. е. оптимизацията на производството ще приключи в някакъв краен, вероятно близък момент от времето. В крайна сметка в средносрочна и дългосрочна перспектива се очаква нарастване на общата факторна производителност да има единствено по линия на бъдещия трансфер на технологии и знания от развитите индустриални икономики – явление, което често се квалифицира като екзогенно в неокласическата теория на икономическия растеж. В това отношение от гледна точка на възможностите за вътрешно влияние върху показателя съществена роля може да изиграе реформирането на образователната система, което ще позволи известна ендогенизация и на процеса на създаване и внедряване на нови знания и технологии.

Приложения

Приложение 1. Пресмятане на остатъка на Солоу

Резултатът от уравнение (2) се получава по следния начин. Първо, логаритмуваме уравнение (1):

$$\ln Y(t) = \ln A(t) + \ln F[K(t), L(t)].$$

Използваме факта, че $\frac{d \ln x(t)}{dt} = \frac{\dot{x}(t)}{x(t)}$ и след като

диференцираме последното уравнение по времето, получаваме:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{F_K}{F[K(t), L(t)]} \dot{K}(t) + \frac{F_L}{F[K(t), L(t)]} \dot{L}(t).$$

Използваме, че $F[K(t), L(t)] = Y(t)/A(t)$:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{A(t)F_K}{Y(t)} \dot{K}(t) + \frac{A(t)F_L}{Y(t)} \dot{L}(t).$$

Последното е равносилно на:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{A(t)K(t)F_K}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \frac{A(t)L(t)F_L}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}.$$

Ако приемем, че пазарът на труда и пазарът на капитала се характеризират със съвършена конкуренция, тогава пределният продукт на всеки от двата фактора е равен на цената на фактора. Тогава имаме:²⁸

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + r \frac{K(t)}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + w \frac{L(t)}{Y(t)} \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)},$$

където r е цената на капитала, а w е цената на труда. Изразите

$r \frac{K(t)}{Y(t)}$ и $w \frac{L(t)}{Y(t)}$ представляват съответно дяловете на

²⁸ Пределните продукти в случая са: $\frac{\partial Y}{\partial K} = A \frac{\partial F}{\partial K} = AF_K$ и $\frac{\partial Y}{\partial L} = A \frac{\partial F}{\partial L} = AF_L$.

плащанията към всеки от факторите на производство в съвкупния доход. Ако предположим, че производството се характеризира с постоянна възвръщаемост от мащаба, то тогава тези дялове се сумират до единица, откъдето получаваме:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + a(t) \cdot \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + b(t) \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}, \quad a(t) + b(t) = 1$$

От последното уравнение директно се извежда остатъкът на Солоу.

Таблица 1

КАПИТАЛОВИ ЗАПАСИ

(в хил. лв. по цени от 1998 г.)

Година	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване
1990	96479537	96479537
1991	95517940	95517940
1992	94321427	94080229
1993	92560103	91838911
1994	90918284	89481294
1995	89839264	87455076
1996	88079059	84520378
1997	85835356	80877584
1998	84463363	77886302
1999	83768585	75357647
2000	83653057	73197083
2001	84492473	71782041
2002	85715674	70541653
2003	87627298	69778456
2004*	90414459	69676506
2005*	93931405	70085274
2006*	98139664	70959318
2007*	103161461	72412071

* Прогноза.

Източник: Собствени изчисления.

СЪОТНОШЕНИЕ КАПИТАЛ/БВП

Година	Геометричен метод на изхажване	Линеен метод на изхажване
1990	3.36	3.36
1991	3.63	3.63
1992	3.86	3.85
1993	3.85	3.82
1994	3.71	3.65
1995	3.57	3.47
1996	3.86	3.70
1997	3.98	3.75
1998	3.77	3.47
1999	3.65	3.29
2000	3.46	3.03
2001	3.36	2.85
2002	3.25	2.67
2003	3.18	2.54
2004*	3.13	2.41
2005*	3.09	2.30
2006*	3.07	2.22
2007*	3.06	2.14

* Прогноза.

Източник: Собствени изчисления.

Таблица 3

НАРАСТВАНЕ НА ОБЩАТА ФАКТОРНА ПРОИЗВОДИТЕЛНОСТ

(%)

Година	Уравнение (3)		Уравнение (9)	
	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване	Геометричен метод на изхабяване	Линеен метод на изхабяване
1991	-0.03	-0.03	0.15	0.15
1992	-1.41	-1.33	-1.59	-1.50
1993	0.20	0.38	0.20	0.37
1994	2.10	2.39	2.06	2.35
1995	2.56	2.99	2.54	2.95
1996	-8.64	-8.05	-8.67	-8.10
1997	-2.28	-1.49	-2.26	-1.49
1998	4.86	5.86	4.83	5.81
1999	3.75	4.94	3.76	4.93
2000	7.18	8.57	7.21	8.57
2001	3.76	5.24	3.76	5.24
2002	3.97	5.61	3.98	5.60
2003	2.44	4.15	2.44	4.15
2004*	2.73	4.45	2.73	4.45
2005*	2.31	4.01	2.31	4.01
2006*	2.45	4.12	2.45	4.12
2007*	2.18	3.76	2.18	3.76

* Прогноза.

Таблица 4

ДЯЛОВЕ НА КАПИТАЛОВИЯ И ТРУДОВИЯ ДОХОД В ОБЩИЯ
ДОХОД

Година	a(t)	b(t)
1989	0.63	0.37
1990	0.64	0.36
1991	0.61	0.39
1992	0.67	0.33
1993	0.66	0.34
1994	0.63	0.37
1995	0.61	0.39
1996	0.58	0.42
1997	0.55	0.45
1998	0.52	0.48
1999	0.51	0.49
2000	0.49	0.51
2001	0.50	0.50
2002	0.49	0.51
2003	0.48	0.52

Литература

Димитрова, П. Иконометрични модели на икономическия растеж за България, Статистика, бр. 4/2003.

Пиримова, В. Растеж, цикличност, конюнктура. УИ „Стопанство“, 2001.

Пиримова, В. Инвестиционна обусловеност и проекции на растежа в България, „Икономическа мисъл“, бр. 2/2002.

Минасян, Г. Финансова стабилизация и икономически растеж, АИ „Проф. Марин Дринов“, 2002.

Минасян, Г. Финансово програмиране, Горекс Прес, Второ издание, 2004.

Barro, R. J., X. Sala-i-Martin. Economic Growth. MIT Press, second edition, 2003.

Caselli, F. Accounting for Cross-Country Income Differences. Working paper, London School of Economics, Draft September 2004.

Cerbian, M., S. Lopez. Economic Growth, Technology Transfer and Convergence in Spain. Technical Change, Economic Growth and Convergence in Europe, 2002.

Cororaton, C. Total Factor Productivity in the Philippines. Discussion Paper, Philippine Institute for Development Studies, 2002.

Diewert, W. E. Exact and Superlative Index Numbers. Journal of Econometrics, 4(2), 1976, pp. 115-145.

Felipe, J. Total Factor Productivity Growth in East Asia: A Critical Survey. Working paper, Asian Development Bank, 1997.

Fischer, S. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. National Bureau of Economic Research, Working Paper 4565, 1993.

Fujikawa, K., T. Watanabe. Productivity Growth of Chinese Economy by Industry. International Input Output Association (IIOA) conference, 2002.

Griliches, Z., The Discovery of the Residual: An Historical Note. National Bureau of Economic Research, Working Paper 5348, 1995.

Groth, C., M. Gutierrez-Domenech, S. Srinivasan. Measuring Total Factor Productivity for the United Kingdom. Measuring Factor Inputs, Bank of England, 2003.

Hernández, J. A., I. Mauleón. Estimating the Capital Stock. Universidad de la Laguna and Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, Working paper, 2003.

Hu, B., M. McAleer. Sectoral Productivity Growth in China. Proceedings of the International Conference on Environmental Modelling and Software, Vol.2, 2002.

Hulten, C. Total Factor Productivity: A Short Biography. National Bureau of Economic Research, Working Paper 7471, 2000.

Jones, C. I. Introduction to Economic Growth. W. W. Norton & Co., Inc., first edition, 1998.

Krueger, A. B. Measuring Labor's Share. National Bureau of Economic Research, Working Paper 7006, 1999.

Mankiw, N. G., D. Romer, D. N. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 108(2), 1992.

Nguyen, S. V., E. C. Kokkelenberg. Measuring Total Factor Productivity, Technical Change and the Rate of Returns to Research and Development. US Census, Economic Studies, 91-3, 1991.

Oulton, N., S. Srinivasan. Capital Stocks, Capital services, and Depreciation: An Integrated Framework. Bank of England, Working Paper 192, 2003.

Senhadji, A. Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise. IMF, Working Paper WP/99/77, 1999.

Singh, N., H. Trieu. Total Factor Productivity Growth in Japan, South Korea and Taiwan. Indian Economic Review, 34(2), 1999, pp. 93-112.

Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. Review of Economics and Statistics, 39(3), 1957, pp. 312-320.

Wang, H., C. Lawson. Growth Accounting vs. Regression in a Crosscountry TFP Exercise. Centre for Public Economics, University of Bath, 2003.

ДИСКУСИОННИ МАТЕРИАЛИ

- DP/1/1998 Първата година на Паричния съвет в България
Виктор Йоцов, Николай Неновски, Калин Христов, Ива Петрова,
Борис Петров
- DP/2/1998 Финансова репресия и рაციониране на кредита в условията на
паричен съвет в България
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/3/1999 Стимули за инвестициите в България: оценка на нетния данъчен
ефект върху държавния бюджет
Добрислав Добрев, Бойко Ценов, Петър Добрев, Джон Ърст
- DP/4/1999 Два подхода към кризите на фиксираните курсове
Николай Неновски, Калин Христов, Борис Петров
- DP/5/1999 Моделиране на паричния сектор в България, 1913–1945 г.
Николай Неновски, Борис Петров
- DP/6/1999 Паричен съвет и финансови кризи – опитът на България
Румен Аврамов
- DP/7/1999 The Bulgarian Financial Crisis of 1996–1997
Zdravko Balyozov
- DP/8/1999 Икономическата философия на Фридрих Хайек (100 години от
рождението му)
Николай Неновски
- DP/9/1999 Паричният съвет в България: устройство, особености и
управление на валутния резерв
Добрислав Добрев
- DP/10/1999 Паричните режими и реалната икономика (Емпиричен тест преди
и след въвеждането на паричен съвет в България)
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/11/2000 The Currency Board in Bulgaria: The First Two Years
Jeffrey B. Miller
- DP/12/2000 Fundamentals in Bulgarian Brady Bonds: Price Dynamics
Nina Budina, Tzvetan Manchev
- DP/13/2000 Изследване на парите в обращение след въвеждането на
паричния съвет в България (транзакционно търсене,
натрупване, скрита икономика)
Николай Неновски, Калин Христов
- DP/14/2000 Макроикономическите модели на Международния валутен фонд и
Световната банка (анализ на теоретичните подходи и оценка на
ефективността от прилагането им в България)
Виктор Йоцов
- DP/15/2000 Динамика на банковите резерви при паричен съвет
Борис Петров

- DP/16/2000 Един възможен подход за изграждане на симулационен макроикономически модел на България
Виктор Йоцов
- DP/17/2001 Надзор на консолидирана основа
Маргарита Пранджева
- DP/18/2001 Ригидност (негъвкавост) на реалните работни заплати и избор на паричен режим
Николай Неновски, Дарина Колева
- DP/19/2001 The Financial System in the Bulgarian Economy
Jeffrey Miller, Stefan Petranov
- DP/20/2002 Forecasting Inflation via Electronic Markets Results from a Prototype Experiment
Michael Berlemann
- DP/21/2002 Корпоративен имидж на търговските банки (1996–1997 г.)
Мирослав Негелчев
- DP/22/2002 Fundamental Equilibrium Exchange Rates and Currency Boards: Evidence from Argentina and Estonia in the 90's
Kalin Hristov
- DP/23/2002 Кредитна активност на търговските банки и рационализиране на кредитния пазар в България
Калин Христов, Михаил Михайлов
- DP/24/2002 Ефектът Balassa – Samuelson в България
Георги Чукалев
- DP/25/2002 Пари и парични задължения: същност, уговаряне, изпълнение
Станислав Нацев, Начко Стайков, Филко Розов
- DP/26/2002 Относно едностранната „евроизация“ на България
Иван Костов, Яна Костова
- DP/27/2002 Shadowing the Euro: Bulgaria's Monetary Policy Five Years on
Martin Zaimov, Kalin Hristov
- DP/28/2002 Improving Monetary Theory in Post-communist Countries – Looking Back to Cantillon
Nikolay Nenovsky
- DP/29/2003 Дуална инфлация в условията на паричен съвет.
Предизвикателства пред присъединяването на България към ЕС
Николай Неновски, Калина Димитрова
- DP/30/2003 Exchange Rate Arrangements, Economic Policy and Inflation: Empirical Evidence for Latin America
Andreas Freytag
- DP/31/2003 Inflation and the Bulgarian Currency Board
Stacie Beck, Jeffrey B. Miller, Mohsen Saad

- DP/32/2003 **Banks – Firms Nexus under the Currency Board: Empirical Evidence from Bulgaria**
Nikolay Nenovsky, Evgeni Peev, Todor Yalamov
- DP/33/2003 **Моделуране на инфлацията в България**
Калин Христов, Михаил Михайлов
- DP/34/2003 **Competitiveness of the Bulgarian Economy**
Konstantin Pashev
- DP/35/2003 **Exploring the Currency Board Mechanics: a Basic Formal Model**
Jean Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky
- DP/36/2003 **Съставен конюнктурен индикатор за българската промишленост**
Цветан Цалински
- DP/37/2003 **The Demand for Euro Cash: A Theoretical Model and Monetary Policy Implications**
Franz Seitz
- DP/38/2004 **Равнище на доверие във валутния режим в България през 1991–2003 г. Начален опит за калибрация**
Георги Ганев
- DP/39/2004 **Credibility and Adjustment: Gold Standards Versus Currency Boards**
Jean Baptiste Desquilbet, Nikolay Nenovsky
- DP/40/2004 **Паричният съвет: „The only game in town“**
Калин Христов
- DP/41/2004 **The Relationship between Real Convergence and the Real Exchange Rate: the Case of Bulgaria**
Mariella Nenova
- DP/42/2004 **Effective Taxation of Labor, Capital and Consumption in Bulgaria**
Plamen Kaloyanchev
- DP/43/2004 **Платежният баланс на Царство България от 1911 г.**
г-р Мартин Иванов
- DP/44/2005 **Beliefs about Exchange-rate Stability: Survey Evidence from the Currency Board in Bulgaria**
Neven T. Valev, John A. Carlson
- DP/45/2005 **Възможности за съставяне и използване на баланс на паричния оборот**
Методи Христов
- DP/46/2005 **The Microeconomic Impact of Financial Crises: The Case of Bulgaria**
Jonathon Adams-Kane, Jamus Jerome Lim
- DP/47/2005 **Лихвените спредове на търговските банки в България**
Михаил Михайлов