

ДВА ПОДХОДА ЗА ОЦЕНКА НА АГРЕГИРАНАТА ПРОИЗВОДСТВЕНА ФУНКЦИЯ НА БЪЛГАРИЯ

*Идентифицирани са основните детерминанти на икономическия растеж в България от страната на предлагането в периода на паричния съвет. За постигане на тази цел агрегираната производствена функция на българската икономика е оценена по два подхода – иконометричен (метод на най-малките квадрати) и равновесен (счетоводство на икономическия растеж).
JEL: O47*

Въведение

След тежка финансова и икономическа криза през 1997 г. България въведе паричен съвет за да възстанови доверието в националната валута и банкова система, да наложи финансова дисциплина и да стабилизира икономиката си. Функционирането на паричния съвет се оказа успешно. Установен беше фиксиран валутен курс и автоматичен механизъм за възстановяване на макроикономическото равновесие, което ограничи значително дискреционната макроикономическа политика. По този начин беше ограничена намесата на публичната власт в икономиката, което е една от основните предпоставки за по-нататъшно пазарно ориентирано развитие (Patonov, 2013, p. 315).

Въвеждането на паричния съвет слага началото на нов етап в стопанската история на България, който се характеризира с постепенно възстановяване на икономиката от срива през 1990-те и с нестабилен и неравномерен икономически растеж. След период на относително висок растеж от 6-7% годишно преди глобалната криза, българската икономика се сви с 5.01% през 2009 г. и расте с по-малко от 2% през следващите години. Слабият растеж е придружен от дефлационни тенденции през 2013 и 2014 г., което е опасна комбинация и изисква бърз и адекватен отговор от българските макроикономически стратегии.

В специализираната литература съществуват емпирични изследвания върху икономически растеж на страната в процеса на преход към пазарно стопанство и неговите детерминанти. Сред тях могат да бъдат открити по азбучен ред:

¹ Иван Тодоров е доктор по финанси, гл. ас. в Катедра "Финанси и отчетност" в Стопански факултет, ЮЗУ „Н. Рилски“ – Благоевград, тел.: 0894-803687, email: ivank.todorov@swu.bg.

1. Ганев, К. (2005). Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България. – Дискусийни материали на БНБ, DP/48/2005.
2. Минасян, Г. (2008). Финансово програмиране. С.: Класика и стил.
3. Минасян, Г. (2010). Проектиране на макроикономическите пропорции. С.: ГорексПрес.
4. Пиримова, В. (2001). Растеж, цикличност, конюнктура. С.: УИ "Стопанство".
5. Пиримова, В. (2014). Цикличност в икономиката: форми, източници, механизми. С.: УК – УНСС.
6. Ралева, С. (2013). Инфлация и икономически растеж: теория, методология, емпирика. С.: УК – УНСС.
7. Статев, Ст. (2009). Финансово развитие и икономически растеж. С.: УИ "Стопанство".

Първите три (Ганев, 2005; Минасян, 2008; Минасян, 2010) и шестото изследване (Ралева, 2013) прилагат методологията "счетоводство на икономическия растеж", базираща се на двуфакторна производствена функция на Коб Дъглас. Освен общите черти, в методологията на тези изследвания са налице определени различия:

- Прирастът на капиталовите запаси при К. Ганев (2005) е оценен по метода на постоянната инвентаризация, а при Минасян (2008 и 2010) и Ралева (2013) – по метода на постоянното съотношение "капиталови запаси/БВП".
- Минасян (2008 и 2010) използва стойност на съотношението "капиталови запаси/БВП" 2.5, а Ралева (2013) – 2.3.
- За измерването на заетостта Минасян (2008 и 2010) и Ганев (2005) ползват броя на заетите лица, а Ралева (2013) – броя отработени човекочасове в икономиката.
- При оценката на коефициентите за еластичност, Минасян (2008 и 2010) прилага разходната структура на БВП, а Ганев (2005) и Ралева (2013) – доходната структура на БВП.

Тези изследвания (Ганев, 2005; Минасян, 2008; Минасян, 2010) достигат до сходни заключения:

- Общата факторна производителност и промените в капиталовите запаси са основните детерминанти на икономическия растеж в България от страната на предлагането.
- Промените в заетостта имат слаб негативен ефект върху растежа, който се компенсира от влиянието на общата факторна производителност и промените в капиталовите запаси.

Четвъртото изследване (Пиримова, 2001) прилага ранните класически модели на А. Смит, Д. Рикардо, К. Виксел и Г. Фелдман, както и базов кейнсиански модел за

анализ на икономическия растеж в България, което потвърждава извода за неравновесния характер на растежа. Това предполага усилията на макроикономическото управление да бъдат насочени не към постигане на балансиран пропорционален растеж, а към съкращаване на големите амплитуди в неговите темпове по години.

Петото изследване (Пиримова, 2014) набляга повече върху анализа на икономическия цикъл и неговите особености, отколкото върху икономическия растеж. За разлика от останалите изследвания, които възприемат допускането за затворена икономика, в това на Пиримова (2014) се набляга върху отворения характер на българската икономика и зависимостта ѝ от световните и регионалните тенденции. Резултатите показват, че за относително изглаждане на икономическата динамика са необходими въздействия едновременно върху реалния и финансовия сектор, за стимулиране на дългосрочните направления на икономическия растеж и общи стратегии за икономическото развитие на ЕС.

Седмото изследване (Статев, 2009) набляга на ролята на финансовия сектор за икономическия растеж на България. То е важно, тъй като основен проблем на българската икономика е трансформирането на спестяванията в инвестиции. Статев използва сложна методология и достига до препоръки за подобряване на ефективността на финансовия сектор у нас и за повишаване на положителното му въздействие върху растежа.

1. Иконометрична оценка на агрегираната производствена функция на България

Тук е използвана двуфакторна производствена функция на Коб-Дъглас, която е оценена по метода на най-малките квадрати. За целта функцията е линеаризирана чрез логаритмична трансформация (с натурални логаритми):

$$(1) \ln Y = \ln A + \alpha \cdot \ln K + \beta \cdot \ln L + u,$$

където u представлява смущения, α - еластичността на съвкупния продукт Y по отношение на капитала K , а β - еластичността на съвкупния продукт Y по отношение на труда L .

Иконометричната оценка на агрегираната производствена функция на България е извършена в два варианта – с годишни и с тримесечни данни.

1.1. Иконометрична оценка с годишни данни

При първия вариант за оценката на агрегираната производствена функция на България са използвани годишни данни на НСИ за реалния БВП (по съпоставими цени на 2010 г.) в милиони левове, за реалното бруто образуване на основен капитал (по съпоставими цени на 2010 г.) и за броя на заетите лица в хиляди души за периода 1996-2014 г. вкл.

Резултатите от оценката на Уравнение (1) с годишни данни са представени в табл. 1. Поради малкия брой наблюдения (19) иконометричната оценка на производствената функция с годишни данни трябва да се приема с известни резерви и е представена с цел да се направи сравнение между нейните резултати, тези от иконометричната оценка с тримесечни данни и от счетоводството на икономическия растеж.

Таблица 1

Оценки на параметрите на агрегираната производствена функция на българската икономика за периода 1996-2014 г. с годишни данни

Параметър	Оценка	Стандартна грешка	t-отношение	Вероятност
$\ln A$	0.609769	3.232859	0.188616	0.8528
α	0.254070	0.034093	7.452281	0.0000
β	0.985005	0.408935	2.408707	0.0284

При равнище на значимост 0.05 коефициентите на еластичност α и β са статистически значими, а коефициентът на мащаба A е статистически незначим. Оценката на α (0.254070) сочи, че изменение на брутото образуване на основен капитал с 1% води до промяна на БВП с 0.25% в същата посока, ако заетостта е константа. Оценката на β (0.985005) означава, че изменение на броя на заетите лица с 1% води до промяна на БВП с 0.99% в същата посока при неизменно бруто фиксирано капиталообразуване. Оценката на α , получена по иконометричен път с годишни данни (0.25) е близка до тази, получена чрез техниката „счетоводство на икономическия растеж“ (0.22). Иконометричната оценка на β обаче (0.99) се разминава значително с получената по равновесния подход (0.78). При използването на метода на най-малките квадрати се получават завишени оценки на α и β в сравнение с равновесния подход.

Коефициентът на детерминация ($R^2 = 0.842440$) показва, че 84.24% от изменението на БВП през изследвания период се дължат на промените в капиталовите запаси и заетостта. Вероятността на F-отношението (0) показва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел при равнище на значимост 0.05. Трябва да се направи задължително уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто че отразява адекватно връзката между зависимата променлива и независимите променливи.

Стойността на критерия на Дърбин-Уотсън е 0.32, което предполага наличие на серийна корелация на смущенията. Извършеният LM тест за серийна корелация потвърди алтернативната хипотеза за наличие на серийна корелация при равнище на значимост 0.05. Наличието на серийна корелация на смущенията е обичайно явление при данни във вид на времеви редове, което понижава ефективността на оценките на параметрите, но не влияе върху неизместеността и състоятелността им. Тъй като иконометричният модел няма да се използва за прогностични цели, в изследването не са предприети мерки за отстраняване на серийната корелация на смущенията.

Извършеният тест за хетероскедастичност на смущенията (Heteroskedasticity Test Breusch-Pagan-Godfrey) потвърди нулевата хипотеза за отсъствие на хетероскедастичност при равнище на значимост 0.05.

Извършеният Jarque-Bera тест за нормално разпределение на смущенията потвърди нулевата хипотеза за наличие на такова разпределение при равнище на значимост 0.05.

Регресионното уравнение на модела има вида

$$(2) Y = 1.84 K^{0.25} L^{0.99}$$

Коефициентът на полезно действие A е сравнително нисък (1.84).

Тъй като и двата коефициента на еластичност са по-малки от единица, БВП е нееластичен по отношение и на двата производствени фактора.

Извършеният Wald тест потвърди нулевата хипотеза, че $\alpha + \beta = 1$ при равнище на значимост 0.05, т.е. налице е постоянна възвръщаемост от мащаба на производството, което е в съответствие с допусканията на неокласическата теория за икономическия растеж.

1.2. Иконометрична оценка с тримесечни данни

При втория вариант на оценката на агрегираната производствена функция на България са използвани тримесечни сезонно изгладени данни на НСИ за реалния БВП (по съпоставими цени на 2010 г.) в милиони левове, за реалното бруто образуване на основен капитал (по съпоставими цени на 2010 г.) в милиони левове и за броя на заетите лица в хиляди души за периода от първото тримесечие на 1996 г. до третото тримесечие на 2014 г. вкл.

Извършените тестове за наличие на единица корен (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests) дадоха следните резултати:

- Логаритмуваните стойности на реалния БВП и първите им разлики не са стационарни, но вторите им разлики са стационарни;
- Логаритмуваните стойности на реалното бруто образуване на основен капитал са стационарни;
- Логаритмуваните стойности на броя на заетите лица и първите им разлики не са стационарни, но вторите им разлики са стационарни.

За да бъде изпълнено изискването за стационарност на времевите редове, Уравнение (1) е модифицирано чрез използване на вторите разлики на логаритмуваните стойности на променливите:

$$(3) \ln Y_t - \ln Y_{t-2} = \ln A + \alpha * (\ln K_t - \ln K_{t-2}) + \beta * (\ln L_t + L_{t-2}) + u$$

Резултатите от оценката на Уравнение (3) са представени в табл. 2.

Таблица 2

Оценки на параметрите на агрегираната производствена функция на българската икономика за периода 1996-2014 г. с тримесечни данни

Параметър	Оценка	Стандартна грешка	t-отношение	Вероятност
$\ln A$	0.000242	0.019729	0.012242	0.9903
α	0.219426	0.023909	9.177619	0.0000
β	0.390322	0.230159	1.695884	0.0944

При равнище на значимост 0.05 коефициентът на еластичност α е статистически значим, а коефициентът на еластичност β и коефициентът на мащаба A са статистически незначими. При равнище на значимост 0,10 β също става статистически значим. Оценката на α (0.219426) сочи, че изменение на брутото образуване на основен капитал с 1% води до промяна на БВП с 0.22% в същата посока, ако заетостта е константа. Оценката на β (0.390322) означава, че изменение на броя на заетите лица с 1% води до промяна на БВП с 0.39% в същата посока при неизменно бруто фиксирано капиталопроизводство. Оценката на α , получена по иконометричен път с тримесечни данни (0.22) съвпада с тази, получена чрез техниката „счетоводство на икономическия растеж (която също е 0.22). Иконометричната оценка на β с тримесечни данни обаче (0.39) се разминава значително с получената по равновесния подход (0.78).

Коефициентът на детерминация ($R^2 = 0.570997$) показва, че 57.1% от изменението на БВП през изследвания период се дължат на промените в капиталовите запаси и заетостта. Вероятността на F-отношението (0) показва, че се потвърждава алтернативната хипотеза за адекватност на използвания модел при равнище на значимост 0.05. Трябва да се направи задължително уточнението, че това не означава, че моделът е най-добрият възможен, а просто че отразява адекватно връзката между зависимата променлива и независимите променливи.

Стойността на критерия на Дърбин-Уотсън е 2.79, което предполага наличие на серийна корелация на смущенията. Извършеният LM тест за серийна корелация потвърди алтернативната хипотеза за наличие на такава при равнище на значимост 0.05. Наличието на серийна корелация на смущенията е обичайно явление при данни във вид на времеви редове, което понижава ефективността на оценките на параметрите, но не влияе върху неизмещеността и състоятелността им. Тъй като иконометричният модел няма да се използва за прогностични цели, тук не са предприети мерки за отстраняване на серийната корелация на смущенията.

Направеният ARCH тест за хетероскедастичност на смущенията потвърди нулевата хипотеза за липса на хетероскедастичност при равнище на значимост 0.05.

Извършеният Jarque-Bera тест за нормално разпределение на смущенията потвърди нулевата хипотеза за наличие на нормално разпределение на смущенията при равнище на значимост 0.05.

Тъй като $A = 1$, регресионното уравнение на модела има вида

$$(4) Y = K^{0.22} L^{0.39}$$

Коефициентът на полезно действие A е сравнително нисък (1).

Тъй като и двата коефициента на еластичност са по-малки от единица, БВП е нееластичен по отношение и на двата производствени фактора.

Извършеният Wald тест потвърди нулевата хипотеза, че $\alpha + \beta = 1$ при равнище на значимост 0.05, т.е. налице е постоянна възвръщаемост от мащаба на производството, което е в съответствие с допусканията на неокласическата теория за икономическия растеж.

2. Счетоводство на икономическия растеж в България

Тук влиянието на промените в труда, физическия капитал и общата факторна производителност върху измененията на реалния БВП са изследвани чрез базовото счетоводно уравнение на растежа

$$(5) \Delta Y/Y = \Delta A/A + \alpha \Delta K/K + \beta \Delta L/L,$$

където

$\Delta Y/Y$ е темп на растеж на съвкупния продукт;

$\Delta A/A$ – темп на прираст на общата факторна производителност;

$\Delta K/K$ – темп на прираст на капиталовите запаси;

$\Delta L/L$ – темп на прираст на трудовите ресурси;

α – еластичност на съвкупния продукт по отношение на капитала

β – еластичност на съвкупния продукт по отношение на труда.

Начинът на дефиниране на приноса на общата към икономическия растеж (като остатък, получен чрез изваждане от темпа на растеж на съвкупния продукт на приносите на двата основни производствени фактора), придава на термина „обща факторна производителност“ специфично по-широко значение. Динамиката на общата факторна производителност отразява влиянието на всички източници на растеж на реалния БВП, които не са промени в заетостта и капиталовите запаси, като научноизследователската и развойна дейност и формирането на човешки капитал.

Съществуват три методологични проблема, свързани с практическото прилагане на техниката „счетоводство на икономическия растеж“:

- 1) Как да се оценят коефициентите за еластичност;
- 2) Как да се измери заетостта;
- 3) Как да се измери темпът на прираст на капиталовите запаси.

В изследването е използван за оценка на еластичностите при счетоводството на икономическия растеж равновесен подход, основан на разходната, а не на подоходната структура на БВП. Основанието за това е, че оценката на БВП по метода

на доходите в българската официална статистика не е надеждна по две причини (Минасян, 2008):

- 1) Тя се получава пост фактум, като остатък;
- 2) Отразява само първичното разпределение на доходите и не отчита тяхното преразпределение.

За да се вземе предвид вторичното разпределение на доходите, е препоръчително да се прилага структурата на БВП по елементи на крайното използване (разходната структура). Еластичността α трябва да бъде приравнена на дела на брутото капиталообразуване (брунтите инвестиции) в БВП, а еластичността β да е равна на дела на крайното потребление в БВП. Особеност на този подход е, че БВП се изчислява като сума от крайното потребление и брутото капиталообразуване, докато нетният износ не се включва в изчисленията. Последица от този начин на изчисляване на БВП е, че сумата от еластичностите α и β е равна на 1. Ако нетният износ се включваше при изчисляването на БВП, то тогава сумата от α и β нямаше да е равна на 1.

α и β се изчисляват както следва:

$$(6) \alpha = \text{бруто капиталообразуване} / (\text{бруто капиталообразуване} + \text{крайно потребление})$$

$$(7) \beta = \text{крайно потребление} / (\text{бруто капиталообразуване} + \text{крайно потребление})$$

Стойностите на еластичностите α и β са показани в табл. 3. Средните им стойности за периода 1997-2014 г. са съответно 0.22 и 0.78.

Два индикатора могат да бъдат прилагани за измерването на вложените трудови ресурси в производствената функция – броят на заетите лица или броят на изработените човекочасове в икономиката. Тук е използван първият индикатор. Процентното нарастване на броя на заетите лица спрямо предходната година е показано в Таблица 3.

Най-сложният методологичен проблем, свързан с практическото приложение на техниката “счетоводство на икономическия растеж”, е как да се измери темпът на прираст на капиталовите запаси. Два подхода могат да се използват за решаването на този проблем – методът на постоянната инвентаризация (Ганев 2005) и подходът на постоянното съотношение „капиталов запас-БВП“ (Минасян 2008, Ралева 2013). В случая е използван подходът на постоянното съотношение „капиталов запас-БВП“. Според този подход, темпът на прираст на капиталовите запаси $\Delta K/K$ зависи от брунтите инвестиции I , амортизационната норма d и стойността на капиталовия запас K в базовия период:

$$(8) \Delta K/K = I/K - d$$

I/K може да се запише като частно между нормата на натрупване I/Y и съотношението “капитал – съвкупен продукт” K/Y :

$$(9) I/K = (I/Y) / (K/Y)$$

Ако I/K се замести във Формула (8) с дясната страна на Формула (9), тогава темпът на прираст на капитала $\Delta K/K$ може да се изчисли като

$$(10) \Delta K/K = (I/Y / K/Y) - d$$

Както в много емпирични изследвания (Hernandez and Mauleon 2003, Cororaton 2002, Felipe 1997), възприетата амортизационна норма d в това изследване е 0.05.

Съотношението “капитал–свкупен продукт” K/Y се приема за константа в икономическата теория. В различните емпирични изследвания това съотношение варира между 2 и 3. За България използваните стойности на съотношението са 2.5 (Минасян, 2008) и 2.3 (Ралева, 2013). В това изследване използваната стойност на съотношението “капитал–свкупен продукт” е 2.2. Тя е получена като средна аритметична стойност от отношението между брутото капиталообразуване и изменението на реалния БВП за периода 1998-2008 г. (в съответствие с допускането на Харод и Домар, че средната и пределната производителност на капитала са равни).

Темповете на прираст на капиталовите запаси са представени в табл. 3.

Таблица 3
Приноси на капитала, труда и общата факторна производителност към икономическия растеж в България

Година	$\Delta Y/Y$ (%)	α	$\Delta K/K$ (%)	$\alpha * \Delta K/K$ (%)	β	$\Delta L/L$ (%)	$\beta * \Delta L/L$ (%)	$\Delta A/A$ (%)
1997	-1.09	0.11	-0.80	-0.09	0.89	-3.07	-2.74	1.74
1998	3.46	0.17	0.53	0.09	0.83	-1.03	-0.85	4.22
1999	-5.65	0.20	3.48	0.70	0.80	-4.32	-3.45	-2.90
2000	6.04	0.19	3.05	0.57	0.81	-2.38	-1.93	7.40
2001	3.80	0.19	3.67	0.71	0.81	-0.75	-0.61	3.70
2002	4.48	0.20	3.94	0.78	0.80	0.23	0.18	3.52
2003	5.36	0.20	4.23	0.86	0.80	2.96	2.36	2.14
2004	6.56	0.21	4.58	0.96	0.79	2.59	2.05	3.55
2005	5.96	0.24	6.44	1.54	0.76	2.70	2.05	2.36
2006	6.47	0.27	7.55	2.01	0.73	3.34	2.45	2.01
2007	6.91	0.29	8.41	2.40	0.71	3.18	2.27	2.24
2008	5.75	0.31	10.0	3.13	0.69	2.36	1.62	1.00
2009	-5.01	0.27	8.26	2.22	0.73	-1.71	-1.25	-5.98
2010	0.66	0.23	5.61	1.30	0.77	-3.88	-2.98	2.33
2011	1.98	0.22	4.73	1.02	0.78	-2.20	-1.72	2.68
2012	0.49	0.22	4.83	1.06	0.78	-2.50	-1.95	1.38
2013	1.07	0.21	4.70	1.01	0.79	-0.43	-0.34	0.40
2014	1.71	0.22	4.81	1.04	0.78	0.37	0.29	0.37
Средна	2.72	0.22	4.89	1.18	0.78	-0.25	-0.25	1.79
Отклонение (%)	3.70	4.46	2.58	0.79	4.46	2.51	1.95	2.75

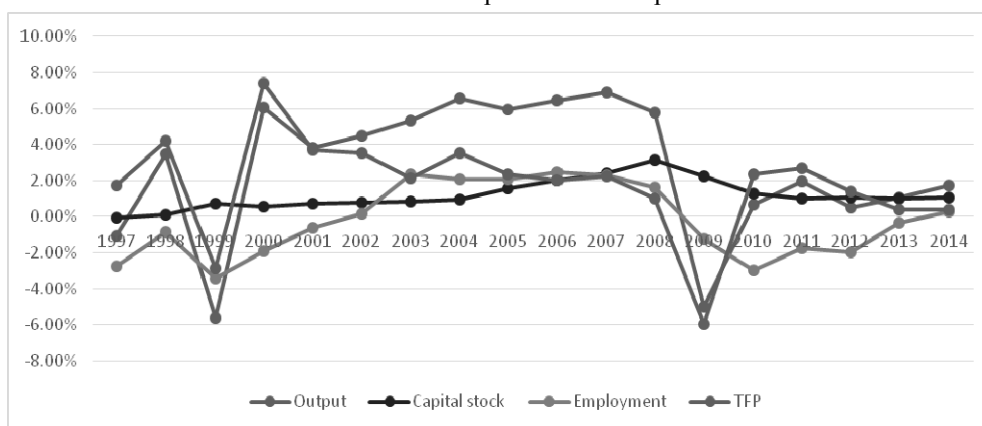
Източник: Изчислено от автора на базата на данни от сайта на НСИ, www.nsi.bg.

Изчислените резултати за приносите на капитала, труда и общата факторна производителност към икономическия растеж в България са показани в табл. 3 и на фиг. 1.

Като цяло динамиката на съвкупното производство на България при паричен съвет е позитивна (вж. табл. 3 и фиг. 1). За целия период 1997-2014 реалният БВП на България намалява само през 3 години – през 1997, 1999 и 2009 г. Средният темп на растеж за периода обаче не е висок – 2.72%. Стандартното отклонение от 3.7% показва, че икономическият растеж на България в периода на паричен съвет е нестабилен и неравномерен. През 1997 г. спадът на реалното производство е малък (1.09%), но през 1999 г. и през 2009 г. той е катастрофален (съответно 5.65% и 5.01%). Главната причина за сериозният спад на реалния БВП през 1999 г. е намаляването на заетостта с 3.45%, а през 2009 г. – сригът на общата факторна производителност с 5.98%.

Фигура 1

Приноси на капитала, труда и общата факторна производителност към икономическия растеж в България



Източник: Собствени изчисления.

Периодът 2000-2008 г. се характеризира с относително висок и стабилен икономически растеж (среден темп 5.70% и стандартно отклонение 1.01%). През първата част на този период (от 2000 до 2004 г.) общата факторна производителност е главният двигател на растежа със среден принос от 4.06%. През втората обаче (от 2005 до 2008 г.) растежът на реалния БВП се определя главно от промени в капиталовите запаси (със среден принос към растежа 2.27%).

След срива през 2009 г. (5% спад на реалното производство) възстановяването на българската икономика е бавно и слабо. През 2010-2014 г. България регистрира слаб икономически растеж от под 2% годишно (среден темп 1.18%), което се определя главно от негативните изменения в заетостта (среден спад от 1.73%).

Общата факторна производителност (със стандартно отклонение от 2.75%) е най-нестабилният от трите фактора на растежа през периода 1997-2014 г., а капиталовите запаси са най-стабилният (със стандартно отклонение от 0.79%).

Приносът на труда към икономическия растеж е позитивен в периода 2002-2008 г. и през 2014 г., но е негативен през 1997-2001 г. и през 2009-2013 г. Средният принос на заетостта към растежа за целия период 1997-2014 г. е отрицателен (-0.25%). Сравнението на динамиката на съвкупното производство и заетостта показва, че положителните промени на трудовия пазар се случват след две години на висок и стабилен икономически растеж. Реакцията на трудовия пазар към нисък или негативен икономически ръст обаче е незабавна.

Колебанията на съвкупния продукт и общата факторна производителност показват сходни модели. Този факт се дължи на спецификата на изчисляване на промените в общата факторна производителност като остатък, получен от темпа на растеж на БВП чрез изваждане на темповете на растеж на капиталовите запаси и заетостта.

Приносът на промените в капиталовите запаси към икономическия растеж е позитивен през целия период (1997-2014 г.) с изключение на 1997 г., когато е негативен. Средният принос на капитала към растежа за периода 1997-2014 г. е 1.18%, което го поставя на второ място след общата факторна производителност (среден принос 1.79%). Най-високият принос на промените в капиталовите запаси към икономическия растеж е през годините 2003-2008 (средно 1.82% на година). След възходящата динамика през 1997-2008 г., влиянието на капиталовите запаси върху икономическия растеж намалява в периода 2009-2014 г. (среден принос от 1.28%, което означава спад от 0.54% в сравнение с периода 2003-2008). Може да се направи изводът, че нарастването на капиталовите запаси през 1997-2008 г. е последица от подобряване на средата за бизнес в България, което се дължи на следните събития:

- Въвеждането на паричния съвет през 1997, което резултира във финансова и макроикономическа стабилност;
- Нарастването на кредитната активност през 2003-2008 г., вследствие на покупката на български банки от чуждестранни и на масовия приток на чуждестранен капитал в страната;
- Присъединяването на България към Европейския съюз, което повишава сигурността за чуждестранните инвеститори у нас.

В резултат от глобалната и вътрешната икономическа криза и от бавното възстановяване на българската икономика, въздействието на промените в капиталовите запаси върху икономическия растеж намалява през 2009-2014, когато несигурната политическа и икономическа обстановка водят до рязък спад на инвестициите (Stoilova, Patonov, 2012).

Може да се заключи, че общата факторна производителност и капиталовите запаси са главните детерминанти на икономическия растеж в България от страна на предлагането в условията на паричен съвет, докато влиянието на промените в заетостта върху динамиката на реалния БВП е по-слабо от това на другите два фактора. Динамиката на общата факторна производителност в периода на паричния съвет е хаотична, което може да се обясни чрез непоследователното развитие на прехода към пазарна икономика в България. Неефективното използване на трудовите

ресурси допринася за намаляване на темповете на прираст на реалния БВП. Това слабо негативно въздействие се компенсира от нарастването на общата факторна производителност и на капиталовите запаси. Спадът на заетостта е придружен от нарастване на влиянието на фактори като научно-технически прогрес и начин на организация на производството. Икономическата ефективност е нараснала в процеса на приватизация и реструктуриране на българската икономика.

Заключение

При сравнението на резултатите от иконометричната и равновесната оценки на агрегираната производствена функция на българската икономика могат да се направят следните изводи:

- Оценките на еластичността на БВП спрямо капитала α по различните подходи са близки или дори съвпадат (0.25 при иконометричната оценка с годишни данни, 0.22 при иконометричната оценка с тримесечни данни и 0.22 при равновесната оценка);
- Оценките на еластичността на БВП спрямо труда β по различните подходи значително се различават помежду си: (0.99 при иконометричната оценка с годишни данни, 0.39 при иконометричната оценка с тримесечни данни и 0.78 при равновесната оценка);
- Параметърът α е статистически значим при равнище на значимост 0.01 и при двете иконометрични оценки (с годишни и с тримесечни данни);
- Параметърът β е статистически значим при равнище на значимост 0.05 при иконометрична оценка с годишни данни и при равнище на значимост 0.10 при иконометрична оценка с тримесечни данни;
- Иконометричната оценка с годишни данни показва нарастваща възвръщаемост от мащаба на производството ($\alpha + \beta = 1.24 > 1$), докато тази с тримесечни данни сочи намаляваща възвръщаемост от мащаба на производството ($\alpha + \beta = 0.61 < 1$). И при двете иконометрични оценки обаче извършеният Wald тест потвърди нулевата хипотеза, че $\alpha + \beta = 1$ при равнище на значимост 0.05, т.е. налице е постоянна възвръщаемост от мащаба на производството, което е в съответствие с допусканията на неокласическата теория за икономическия растеж;
- Параметърът A е статистически незначим и сравнително нисък и при двете иконометрични оценки (с годишни и с тримесечни данни).
- И двете иконометрични оценки трябва да се приемат с резерви по различни причини: иконометричната оценка с годишни данни поради късия времеви ред (19 наблюдения), а иконометричната оценка с тримесечни данни поради преливането на ефекти и наличието на сезонни колебания.

Общата факторна производителност и капиталовите запаси са основните фактори на икономическия растеж в България от страната на предлагането в периода на паричния съвет, а трудът има слаб негативен ефект върху растежа. Този извод изисква българското макроикономическо управление да концентрира усилията си върху насърчаването на инвестициите и създаването на условия за повишаване на производителността с цел да се стимулира икономическият растеж.

Анализът на икономическия растеж в България от страната на предлагането показва, че нашата страна не може да разчита на екстензивен растеж чрез увеличаване на заетостта по няколко причини:

- Намаляване на населението в трудоспособна възраст поради демографски проблеми;
- Напускане на страната от млада и високопроизводителна работна сила;
- Слаб принос на заетостта към икономическия растеж в периода на функциониране на паричния съвет.

Правителствените политики за повишаване на дългосрочния жизнен стандарт включват увеличаване на нормата на спестяване и на производителността. Възможни начини за подобряване на производителността са инвестирането в публичен капитал (инфраструктура), стимулирането на създаването на човешки капитал и разширяването на изследователската и развойната дейност.

Производителността на труда в България, измерена на едно заето лице и на един изработен човекочас, е 30-40% от средната за ЕС, което прави българската работна сила най-слабо производителната в целия ЕС. Производителността може да бъде повишена чрез следните мерки от страната на предлагането:

- Нарастване на инвестициите в обществена инфраструктура от страна на държавата;
- Увеличаване на разходите за формиране на човешки капитал (образование, квалификация и преквалификация) и за повишаване на качеството на работната сила (здравеопазване, култура, спорт);
- Повишаване на вложенията в научноизследователска и развойна дейност.

Опитът на България и на други страни показва, че инвестиционната активност се определя главно от качеството и стабилността на институционалната и макроикономическата среда, докато данъчните стимули и другите преференции за инвестициите имат относително по-слабо въздействие върху решенията на инвеститорите. Въпреки ниския си корпоративен данък от 10% България е привлякла по-малко инвестиции в сравнение с други икономики в преход от Централна и Източна Европа, които имат по-висок корпоративен данък. Институционалната среда в България се характеризира с високи равнища на бюрокрация и корупция, с мудна и неефективна работа на държавната администрация. Липсата на добро законодателство и качествени институции, отсъствието на добра инфраструктура и недостигът на квалифицирана и високопродуктивна работна сила са главните пречки

пред инвеститорите (местни и чуждестранни). Други фактори, които възпрепятстват инвестициите, са политическата нестабилност и липсата на последователност и приемственост в макроикономическите политики на отделните български правителства. Инвестициите могат да бъдат стимулирани чрез следните мерки от страната на предлагането:

- Подобряване на законодателството и работата на държавните институции, намаляване на бюрокрацията и корупцията;
- Провеждане на последователна, предвидима и адекватна на европейските и световните реалности макроикономическа политика, която да върне чуждестранните инвестиции в България.

Възможни са и мерки, насочени към повишаване на нормата на спестяване, например намаляване на данъка върху депозитите, тъй като според ендегенната теория на растежа по-високата норма на спестяване води до по-големи инвестиции и по-висока производителност в дългосрочен период.

В България количеството и качеството на човешкия капитал е ниско, липсва добра публична инфраструктура, а научноизследователската и развойната дейност е далеч от европейските стандарти. Като се вземе предвид, че инвестициите в обществена инфраструктура, НИРД и формирането на човешки капитал като процент от БВП в България са няколко пъти по-ниски от средните за Европейския съюз, прогнозите за дългосрочния растеж на нашата икономика могат да бъдат единствено песимистични. Слабото законодателство, недоброто функциониране на държавните институции, голямата бюрокрация и корупция, липсата на последователност и приемственост в макроикономическата политика на отделните правителства правят изгледите за растеж на българската икономика от гледна точка на съвкупното предлагане дори още по-лоши.

В тази разработка има следните прилики и разлики с други изследвания върху проблема:

- По използваната методология (комбиниране на иконометрична оценка по метода на най-малките квадрати с техниката "счетоводство на икономическия растеж") тук се отличава от предходните изследвания върху растежа в България;
- По използвания показател за измерване на заетостта "брой на заетите лица" това изследване наподобява изследванията на Минасян (2008 и 2010), но се различава от проучванията на Ганев (2005) и Ралева (2013), където за измерване на заетостта е използван показателят „брой отработени човекочасове“;
- По прилагания подход за оценка на прираста на капиталовите запаси "постоянно съотношение капиталови запаси/БВП" нашето изследване е сходно с тези на Минасян (2008 и 2010) и Ралева (2013), но се различава от това на Ганев (2005), където за оценка на прираста на капиталовите запаси е използван методът на постоянната инвентаризация;
- По подхода за оценка на коефициентите за еластичност при счетоводството на икономическия растеж, основан на разходната структура на БВП, това изследване

наподобява изследванията на Минасян (2008 и 2010), но се различава от тези на Ганев (2005) и Ралева (2013), където за оценка на коефициентите на еластичност е използвана подходящата структура на БВП;

- По достигнатите изводи и получените резултати приликата е с изследванията на Ганев (2005), Минасян (2008 и 2010) и Ралева (2013).

Използвана литература

- Cororaton, Caesar. (2002). Total Factor Productivity in the Philippines. – Philippine Institute for Development Studies Discussion Paper N 2002-01.
- Felipe, J. (1997). Total Factor Productivity Growth in East Asia: A Critical Survey. – Asian Development Bank Working paper.
- Hernandez, J. A. and Mauleon, I. (2003). Estimating the Capital Stock. – Working paper, Universidad de la Laguna; Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.
- Patonov, N. (2013). Searching for a Restraint on the European Leviathan. – Scientific Annals of the "Alexandru Ioan Cuza" University of Iasi, Economic Sciences Section, Vol. 60, N 2, p. 315-330.
- Stoilova, D. and Patonov, N. (2012). Fiscal Decentralization: Is It a Good Choice for the Small New Member States of the EU?. – Scientific Annals of the "Alexandru Ioan Cuza" University of Iasi, Vol. 59 (1), p.125-137.
- Ганев, К. (2005). Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България. – Дискусийни материали на БНБ, DP/48/2005.
- Минасян, Г. (2008). Финансово програмиране. С.: Класика и стил.
- Минасян, Г. (2010). Проектиране на макроикономическите пропорции. С.: ГорексПрес.
- Пиримова, В. (2001). Растеж, цикличност, конюнктура. С.: Университетско издателство "Стопанство".
- Пиримова, В. (2014). Цикличност в икономиката: форми, източници, механизми. С.: Издателски комплекс УНСС.
- Ралева, С. (2013). Инфлация и икономически растеж: теория, методология, емпирика. С.: Издателски комплекс УНСС.
- Статев, Статев. (2009). Финансово развитие и икономически растеж. С.: Университетско издателство "Стопанство".