

## NEOCLASSICAL AND ENDOGENOUS LONG-RUN EFFECTS OF INVESTMENT ON OUTPUT AND GROWTH IN BULGARIA

**Galina Ruseva, PhD Student**

Department of Economics,  
Faculty of Business and Management  
Univesity of Ruse “Angel Kanchev”, Bulgaria  
E-mail: gruseva@uni-ruse.bg

***Abstract:** The study examines the neoclassical and post-neoclassical long-run effects of investment on output in Bulgaria over the period 1970–2015. The model is estimated using the single-equation and maximum-likelihood system estimators. All of the estimators indicate the cointegrating relationship between investment and output. The effects of investment on output and growth suggest the need to accelerate investment to foster aggregate economic activity and growth.*

***Keywords:** neoclassical, endogenous, investment, gdp, cointegration*

### ВЪВЕДЕНИЕ

Взаимодействието между инвестициите и брутният вътрешен продукт (БВП) остава една от основните области на изследване в моделите на растежа и бизнес цикъла. Неокласическата теория на икономическия растеж в модела на Солоу-Сьон (Solow, 1956, 1957; Swan, 1956) предполага, че в дългосрочен план инвестициите засягат само равнището на равновесие, а не нарастването на БВП на глава от населението. Теорията разглежда само един вид капитал - материален. Пост-неокласическата ендегенна теория на икономическия растеж (Lucas, 1988; Romer, 1986, 1987, 1990a, 1990b), представена в средата на 80-те години от Лукас и Ромер разширява обхвата на капитала и прогнозира, че инвестициите в човешки капитал, обучение, научно-изследователска и развойна дейност (НИРД) и обществена инфраструктура са основен фактор, обуславящ дългосрочния растеж.

### ИЗЛОЖЕНИЕ

Целта на изследването е чрез коинтеграционен анализ да бъде оценено влиянието на инвестициите върху БВП на България в дългосрочен план. Инвестициите са източник на натрупване на капитал както в неокласическата теория, така и в ендегенната теория на растежа. Дългосрочният ефект от инвестициите върху БВП може да бъде представен чрез двумерен модел по следния начин:

$$\ln \text{БВП}(t) = \mu + bT + \alpha^T \ln \text{ДМА}(t) + \vartheta(t); \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

където  $\mu$  е константа,  $T$  – тренд, а  $\vartheta(t)$  – процес на бял шум.

При емпиричната оценка на модел (1) са използвани годишни данни за периода 1970 - 2015 г.<sup>25</sup> Данните за реалния БВП са по постоянни цени от 2005г. в левове от база данни на Обединените нации. Инвестициите са представени от разходите за дълготрайни материални активи (ДМА) по данни на Националния статистически институт (НСИ). Превръщането им в реални величини е осъществено посредством дефлатора на БВП по цени от 2005 г. с цел съпоставимост на данните. И двете променливи са трансформирани в натурални логаритми.

<sup>25</sup> Изборът на период от 1970 г. е продиктуван от изискването за минимум 40 наблюдения при проверка за коинтеграционна зависимост с годишни данни при отчитане наличието на екзогенност или ендегенност, за да бъде получен достоверен резултат.

### Стационарност на данните

Прилагането на коинтеграционния анализ е свързано с установяване на порядъка на интегрираност на променливите. Динамичните характеристики на редовете на модела са изследвани със стандартните тестове за единичен корен на разширения критерий на Дики-Фулър (ADF), критерия на Филипс-Перон (PP) и KPSS-критерия на Квятковски, Филипс, Шмит и Шин (вж. табл. 1.). С първите два критерия за проверка се подлага нулевата хипотеза, според която в редовете има единичен корен, т.е. налице е нестационарност. Тестът, предложен от KPSS заменя нулевата и алтернативната хипотеза и изследва динамичния ред за стационарност при нулевата хипотеза. С критерия на PP се стига до извода за интегрираност от първи порядък на редовете. Критериите на ADF и KPSS предполагат интегрираност от първи ред на БВП в модела с константа, но ADF тестът сочи за интегрираност от втори порядък на БВП в модела с константа и тренд. От друга страна, критерият на KPSS приема стационарност при изходните данни на БВП в модела с константа и тренд, която е отхвърлена при 10% ниво на статистическа значимост. Разходите за ДМА според критерия на KPSS са стационарни и в двата модела.

Тъй като резултатите предоставят смесени доказателства за нивото на интегрираност на променливите, за по-нататъшно тестване на нулевата хипотеза за единичен корен е приложен критерият на Елиът, Ротенбърг и Сток (ERS). Този тест включва оценка на трансформиран модел на Дики-Фулър, базиран на изчистени от тренда редове. Критерият на ERS предполага интегрираност на инвестициите и БВП от първи порядък I(1).

Стандартните тестове често не могат да отхвърлят нулевата хипотеза за наличие на единичен корен, ако динамичните редове са тренд-стационарни. За проверка на порядъка на интегрираност с включен тренд е приложен критерият на Шмит и Филипс (SP), който прави непараметрична корекция за серийна корелация. Този тест потвърждава интегрираност от първи порядък с тренд на инвестициите и тренд-стационарност на първите разлики на БВП, постигната при трети лаг (вж. табл. 1.).

Таблица 1. Резултати от тестове за единичен корен

Редове	ADF	PP	KPSS	ERS	SP
Изходни					
Модел I: константа					
БВП(t)	-2.028 (1)	-2.357 (4)	0.656* (5)	-1.593 (1)	
ДМА(t)	-1.822 (1)	-1.828 (3)	0.203 (5)	-1.461 (0)	
Модел II: константа и тренд					
БВП(t)	-2.463 (1)	-2.320 (4)	0.117 (5)	-2.051 (1)	-0.844
ДМА(t)	-1.933 (1)	-1.925 (3)	0.111 (5)	-1.499 (0)	-1.396
Първи разлики					
Модел I: константа					
ΔБВП(t)	-3.407* (0)	-3.423* (2)	0.238 (4)	-3.429** (0)	
ΔДМА(t)	-4.963** (0)	-5.058** (1)	0.087 (2)	-3.445** (1)	
Модел II: константа и тренд					
ΔБВП(t)	-3.449 (0)	-3.529* (2)	0.144 (4)	-3.529* (0)	-3.501*
ΔДМА(t)	-4.902** (0)	-5.055** (1)	0.089 (2)	-3.432* (1)	-4.927**

Бележка: В скоби са посочени лаговете. Ограничаването на броя на лаговете при тестовете с разширения критерий на Дики-Фулър (ADF) и този на Елиът-Ротенбърг-Сток (ERS) е извършено на база на информационния критерий на Акайке (AIC). Тестовете на Филипс-Перон (PP) и Квятковски-Филипс-Шмит-Шин (KPSS) са осъществени посредством спектрални лагови прозорци, чиято дължина е ограничена по

правилото на Нюи-Уест. Параметричните корекции при теста на Шмит-Филипс (SP) са осъществени посредством прозорец на Бартлет със стойности на Schwert  $L4=3$  и  $L12=9$ . Индикаторите за статистическа значимост, при които нулевата хипотеза се отхвърля на ниво 1% и 5% са означени съответно със \*\* и \*.

Поради противоречивите резултати, получени със стандартните критерии за проверка на единичен корен възникват съмнения относно наличието на структурни шокове. За проверка на единичен корен със структурни прекъсвания са приложени критериите на Зивот-Андрюс (Zivot-Andrews), Лий-Стразисич (Lee-Strazicich) и Лумсдейн-Папел (Lumsdaine-Papell). Зивот-Андрюс е тест, който последователно избира точката на прекъсване, с нулева хипотеза за наличие на нестационарен процес, който изключва екзогенна структурна промяна.

В зависимост от варианта на модела алтернативната хипотеза е стационарен процес с тренд, който позволява едно прекъсване в равнището или в тренда и равнището. Критерият на Лумсдейн-Папел разширява този на Зивот-Андрюс с две структурни прекъсвания в равнището или в тренда и равнището при неизвестна структурна промяна. За прецизиране на резултата е приложен теста на Лий-Стразисич, базиран на множителя на Лагранж, който позволява две ендогенни прекъсвания както в нулевата, така и в алтернативната хипотеза. Трите критерия сочат интегрираност на БВП и инвестициите от първи порядък със структурни шокове.

Таблица 2. Проверка за единичен корен в динамичните редове с отчитане на възможни структурни шокове

Ниво		lnБВП(t)		lnДМА(t)	
	Прекъсване	Година	t-стат.	Година	t-стат.
Zivot-Andrews	Равнище	1989	-4.710 (1)	1989	-3.526 (1)
	Тренд и равнище	1988	-4.257 (1)	1989	-3.706 (1)
Lumsdaine-Papell	Равнище	1989,2008	-5.560 (1)	1989,2002	-4.644 (1)
	Тренд и равнище	1986,1995	-4.922 (1)	1992,2004	-4.527 (1)
Lee-Strazicich	Равнище	1991,1998	-1.903 (5)	1992,1999	-2.873 (1)
	Тренд и равнище	1988,2003	-4.557 (5)	1989,2003	-5.115 (5)
Първи разлики		$\Delta \ln \text{БВП}(t)$		$\Delta \ln \text{ДМА}(t)$	
	Прекъсване	Година	t-стат.	Година	t-стат.
Zivot-Andrews	Равнище	1999	-5.290* (0)	1997	-5.975** (0)
	Тренд и равнище	1999	-5.146* (0)	1997	-5.918** (0)
Lumsdaine-Papell	Равнище	1988,1999	-6.350* (0)	1996,1999	-6.523* (0)
	Тренд и равнище	1988,2008	-7.659** (0)	1989,2008	-9.265** (0)
Lee-Strazicich	Равнище	1989	-4.741** (0)	1997,2009	-5.878** (0)
	Тренд и равнище	1989,2006	-5.753* (0)	1988,2007	-7.118** (0)

Бележка: В скоби са посочени лаговете. Изборът на оптимален лаг при критериите на Zivot-Andrews и Lumsdaine-Papell е осъществен посредством информационния критерий на Акайке (AIC). Оптимален лаг при теста на Lee-Strazicich е получен въз основа на значението на t-критерия, определено посредством метода „от общото към частното“. Индикаторите за статистическа значимост, при които нулевата хипотеза се отхвърля на ниво 1% и 5% са означени съответно със \*\* и \*.

С оглед на несигурността по отношение на прекъсвания в редовете са приложени тестове за коинтеграция без прекъсване в данните и такива, които позволяват изследване на коинтеграционна зависимост със структурни промени.

### Тест за коинтеграция с подхода на Енгл и Грейнджър

Неокласическата теория предполага екзогенно определени инвестиции и не взема под внимание евентуална ендогенност. В този случай тестът за коинтеграция на Енгл и Грейнджър е подходящ за оценка на дългосрочното влияние на инвестициите върху БВП без прекъсване

в коинтеграционната връзка. Той се прилага на два етапа. Първо се оценява по метода на най-малките квадрати (МНК) статичен модел, след което се прилага тест за единичен корен върху остатъците на модела. Нулевата хипотеза тества липсата на коинтеграция между интегрирани от първи порядък I(1) променливи. Оценка от МНК на модел (1) и данните от ADF теста за единичен корен на остатъчните серии са както следва:

$$\ln\text{БВП} = 17.79 + 0.01611 \cdot T + 0.2697 \cdot \ln\text{ДМА}; \text{ADF} = -1.606 [-3.580]; \bar{R}^2 = 0.80, \text{DW} = 0.13 \quad (2)$$

(14.129) (9.956) (4.870)

Тестът с разширения критерий на Дики-Фулър (ADF) върху остатъците е приложен с използване на лаг k=0, избран посредством информационния критерий на Акайке. В кръгли скоби е поместена T-статистиката, а в квадратни - критичните стойности<sup>26</sup> при 5% статистическа значимост на нулевата хипотеза за наличие на единичен корен. Нестационарността в остатъците предполага липса на коинтеграционна връзка между инвестициите и БВП. Дърбин-Уотсън (DW) статистиката обаче съществено се различава от теоретичната стойност 2,0 за серийно некорелираните остатъци. Стойността на изравнения R<sup>2</sup> е по-малка от тази на DW, което свидетелства за „съмнителна“ регресия. При „съмнителна регресия“ значимите стойности нямат икономическа интерпретация и оценките не са състоятелни.

„Съмнителната“ регресия при оценката с подхода на Енгл и Грейнджър вероятно се дължи на структурно прекъсване. Промяната на режима в България се осъществява в края на 1989 година. За проверка на коинтеграционна зависимост с промяна в режима е приложен тестът на Грегъри-Хансен.

#### Тест за коинтеграция на Грегъри-Хансен

При подхода на Грегъри-Хансен точката на прекъсване не е известна и се определя от минималната стойност на остатъците на „пречупената“ коинтеграционна регресия. Важно е да се отбележи, че теста не определя точната година на прекъсване. Тя е избрана посредством най-силното доказателство срещу хипотезата за липса на коинтеграция.

Таблица 3. Резултати от тест за коинтеграция на Грегъри-Хансен

Прекъсване	Година на прекъсване	Включени компоненти	мин. Т- статистика	Крит. ст-ст 1 %	Крит. ст-ст 5%	Крит. ст-ст 10 %
всички регресори	1997	константа и тренд	-5.586	-6.020	-5.500	-5.240

Бележка: Тестът за коинтеграция е осъществен при лаг k=0, избран от информационния критерий на Акайке.

Резултатите от теста предоставят доказателство за коинтеграционна връзка между разходите за ДМА и БВП с прекъсване във всички регресори през 1997 година (вж. табл. 3.).

#### Тест на Йохансон за коинтеграция

Подходът на Йохансон отчита ендогенността и откроява броя на коинтеграционните вектори. Потвърждението за наличие на коинтеграционна връзка с прекъсване от теста на Грегъри-Хансен предполага отчитане на структурни промени при прилагане на коинтеграционния подход. Тестът на Йохансон е осъществен с промяна в режима от 1989 г. и промяна в тренда от 1997 г., която се дължи на въведения в страната Валутен борд. Инструментална променлива е приложена за девалвацията на българския лев от 1999 г. и либерализирането на движението на капитала във Валутния закон. Реализирането на политики на структурно преустройство през 1988 г., засягащи банковото дело, планирането, Кодекса на труда и кооперациите е обхванато с фиктивна променлива. В модела е включена

<sup>26</sup> Критичните стойности са от таблицата на MacKinnon за две променливи.

инструментална променлива за периода от 2001 г. до 2015 г., която представлява включването на разходите за земя в ДМА. Също така с инструментални променливи са обхванати кризата от 1996 г. и Световната финансова и икономическа криза от 2007-2008 година, която най-силно се проявява в България през 2009 г. Доколкото инвестиционната криза от 1993 г. има значителен, но транзитен ефект е предвидена транзитна фиктивна променлива за включването ѝ в модела.

Таблица 4. Оценки по метода на максималното правдоподобие на Йохансон при лаг  $k=4$

Нулева хипотеза	Собствена стойност	$\lambda_{\text{trace}}$	$\lambda_{\text{trace}}^*$	95% критична стойност
$r \leq 0$	0.862	88.779	75.459	36.975
$r \leq 1$	0.124	5.543	4.823	19.059
Дългосрочна корелация		Слаба екзогенност		
0.882		95% $\chi^2$	lnБВП	lnДМА
		3,841	75,525	6,763
Автокорелация				2.004 [0.735]
Нормално разпределение				4.860 [0.302]
Хетероскедастичност				5.194 [0.817]
Бележка: $\lambda_{\text{trace}}^*$ е критерий-следа, коригиран за малка извадка. Критичните стойности са изчислени посредством симулация с 250 000 повторения. Нормалното разпределение е оценено по метода на Дорник-Хансен. Проверката за автокорелация и хетероскедастичност е базирана на LM тестове.				

Резултатите от теста, поместени в таблица 4 потвърждават наличието на един коинтеграционен вектор  $r = 1$ . Дългосрочната корелация е висока, с коефициент от 0,88. Тестът за слаба екзогенност на БВП и разходите за ДМА е отрицателен. Коинтеграционната връзка със съответните статистически значими коефициенти на еластичност и стандартни грешки в скоби е:

$$\ln\text{БВП} = 0.281*\ln\text{ДМА} + 0.042*T - 0.318*\text{ПР}_{1989}, \quad (3)$$

(0.018)                      (0.002)                      (0.023)

където  $T$  е времеви тренд, а  $\text{ПР}_{1989}$  – промяна на режима от 1989 г. Дългосрочната еластичност на БВП по отношение на инвестициите има теоретично прогнозираната положителна стойност, която обаче е твърде ниска. Увеличението на разходите за ДМА с 1% допринася за нарастване на БВП с 0,28%. Влиянието на промяната на режима от 1989 година е негативно. Вероятен фактор за този резултат е последвалата рецесия, която продължава до края на века.

Диагностиката на модела показва, че той е добре специфициран (вж. табл. 4.). Тестовите с едномерни и многомерни критерии потвърждават нормално разпределение на остатъчния компонент и липса на автокорелация и хетероскедастичност.

## ИЗВОДИ

Проверката за наличие на коинтеграционна връзка между инвестициите и БВП с различните подходи предоставя емпирични доказателства за приложимостта на неокласическата и ендогенна теория на растежа в България. Тестът на Грегъри-Хансен, който разглежда двете променливи като екзогенни величини, предполага дългосрочна връзка между разходите за ДМА и БВП при отчитане на структурно прекъсване в данните. От друга страна, ендогенната теория намира потвърждение при изследване с подхода на Йохансон, където резултатите свидетелстват за наличие на коинтеграционна връзка с промяна в режима при ендогенно определени инвестиции и БВП.

Дългосрочната корелация между инвестициите и БВП е висока, но оценката на дългосрочния ефект от инвестициите върху БВП е незадоволителна. За постигането на 1% икономически растеж е необходимо нарастване на инвестиционните разходи с 3,6%.

Емпиричният анализ чрез коинтеграционен подход позволява да се направи извод за формирането на икономическите очаквания. Тъй като коинтеграционният подход е изграден върху принципа на рационалните очаквания, положителният резултат от изследването означава, че икономическите агенти използват рационално достъпната им информация.

#### REFERENCES

Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, New York, 2006.

Lucas, R.E., Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3–42.

Romer, P.M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002–1037.

Romer, P.M. (1987). Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization. *American Economic Review*, 77 (2), 56–62.

Romer, P.M. (1990a). Endogenous Technical Change. *Journal of Political Economy*, 98 (5), S71–S102.

Romer, P.M. (1990b). Human Capital and Growth: Theory and Evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, 251–286.

Swan, T.W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32, 334–361.

Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65–94.

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