

# ДЪЛГОСРОЧНИ ЕФЕКТИ ОТ ИНВЕСТИЦИИТЕ В СТРОИТЕЛСТВО И МАШИНИ ВЪРХУ БВП В БЪЛГАРИЯ

*Галина Русева*

## LONG-RUN EFFECTS OF INVESTMENTS IN CONSTRUCTION AND EQUIPMENT ON GDP IN BULGARIA

*Galina Ruseva*

### Abstract

The study examines the effects of equipment and construction investments on economic growth in Bulgaria over the period 1970-2015. Using cointegration analysis, the study indicates a significant role of equipment and construction investment for the long-run growth in Bulgaria. The results show that the positive impact of equipment investment on GDP is twice as much as the effect of investment in construction. Therefore, within its stated scope, this study suggests that a suitable policy should be implemented to accelerate equipment and construction investments and hence sustainable economic growth in Bulgaria.

*Key words: equipment investment, construction investment, growth, cointegration.*

### Въведение

В теорията на растежа и бизнес цикъла има консенсус относно преходния ефект на инвестициите върху брутния вътрешен продукт (БВП). Въпросът за технологичния прогрес излиза на преден план, когато се оспорва постоянният ефект от натрупването на капитал върху нарастването на съвкупния продукт. Според теорията на ендогенния растеж натрупването на капитал има дългосрочен ефект поради генерирания и внедрен технологичен прогрес, който от своя страна стимулира икономическата активност.

Въпреки че инвестициите представляват много по-малък по размер компонент на БВП в сравнение с потреблението на домакинствата, те са определящи за икономическия растеж и за степента на натрупване на физически капитал. Според редица проучвания нарастването на БВП се обуславя от увеличаването на инвестициите в

машини и съоръжения (Howitt & Aghion, 1998; Jorgenson & Stiroh, 2000; Rodrick, 2000). От своя страна DeLong и Summers (1991, 1993) разкриват и доказват, че държавите с по-високи нива на инвестиции в машини имат по-бърз икономически растеж в дългосрочен план. Значимата роля на строителството за икономическото развитие е потвърдена в изследванията на редица автори – като Aschauer (1989), Bon & Crosthwaite (2000), Giang & Pheng (2011) и др. В пълен контраст са други приведени доказателства за негативно въздействие на строителната индустрия върху икономиката (Drewer, 1980; Davarajan, Swaroor & Zoo, 1996). Натискът, генериран от строителството, може да завиши цените на ресурсите и да повлияе на достъпността на финансовия капитал за други цели. Инвестициите в строителство са също така и основен източник на циклични колебания. Наред с това Green (1997) доказва, че инвестиционните разходи в жилищно строителство въвеждат и извеждат страната от рецесия.

### **Иконометричен анализ на дългосрочната взаимовръзка на БВП и инвестициите в България**

Целта на представеното изследване е да бъде оценено дългосрочното влияние на инвестиционните разходи в машини и оборудване и в строителство върху БВП на България чрез коинтеграционен анализ за периода 1970-2015 г. За реализирането на тази цел е приложен следният авторегресионен модел:

$$Z_{0t} = \alpha\beta'Z_{1t} + \Psi Z_{2t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

където  $Z_t$  е вектор на включените променливи  $Z_{0t} = X_t$ ,

$$Z_{1t} = \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ D_{t-1}^R \end{pmatrix} \text{ и } Z_{2t} = \begin{pmatrix} \{\Delta X_{t-1}\}_{i=1}^{k-1} \\ D_t^U \end{pmatrix},$$

$D_{t-1}^R$  - вектор на детерминистичните променливи, ограничени в коинтеграционното пространство, а  $D_t^U$  са неограничените детерминистични променливи.

При емпиричната оценка на модел (1) са използвани данни за разходите за дълготрайни материални активи по видове от Националния статистически институт и за реалния брутен вътрешен про-

дукт (БВП) по постоянни цени от 2005 г. в левове, от база данни на Обединените нации. За постигането на съпоставимост на данните инвестиционните разходи за машини и оборудване (МиО) и инвестициите в строителство (СТР) са трансформирани в реални величини посредством дефлатора на БВП по постоянни цени от 2005 г. Всички променливи са трансформирани в натурални логаритми.

### *Стационарност на данните*

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), теста на Елиът, Ротенбърг и Сток (ERS) и KPSS-критерия на Квятковски, Филипс, Шмит и Шин (вж. табл.1).

С първите три критерия на проверка се подлага нулевата хипотеза, според която в редовете има единичен корен, т.е. налице е нестационарност. KPSS-критерият разменя нулевата и алтернативната хипотеза и изследва динамичния ред за стационарност при нулевата хипотеза. Тестовите на Филипс-Перон и Елиът-Ротенбърг-Сток показват интегрираност от първи порядък  $I(1)$  на всички променливи. Критерият на Дики-Фулър потвърждава интегрираността от първи порядък, с изключение на БВП в модел II с константа и тренд, където предполага интегрираност от по-висок порядък. Резултатите от KPSS – критерия показват стационарност на редове, освен за БВП при модел I с включена константа (вж. табл. 1.).

*Таблица 1*

### **Резултати от тестове за единичен корен**

Редове Изходни	ADF	PP	KPSS	ERS	
				QT	DFGLSu
Модел I: константа					
БВП(t)	-2.028 (1)	-2.357 (4)	0.656* (5)	25.971 (1)	-1.593 (1)
МиО(t)	-2.067 (0)	-2.263 (4)	0.375 (5)	11.572 (0)	-2.056 (0)

СТР(t) Модел II: константа и тренд	-1.845 (1)	-1.749 (3)	0.130 (5)	6.955 (1)	-1.874 (1)
БВП(t)	-2.463 (1)	-2.320 (4)	0.117 (5)	7.887 (1)	-2.051 (1)
МиО(t)	-2.223 (0)	-2.533 (4)	0.086 (5)	6.578 (0)	-2.181 (0)
СТР(t) Първи разлики	-1.848 (1)	-1.783 (3)	0.111 (5)	6.309 (1)	-1.875 (1)
Модел I: константа					
ΔБВП(t)	-3.407* (0)	-3.423* (2)	0.238 (4)	3.383* (0)	-3.429** (0)
ΔМиО(t)	-6.168**(0)	-6.309**(4)	0.071 (3)	2.230** (0)	-6.203** (0)
ΔСТР(t)	-4.849**(0)	-4.952**(1)	0.091 (3)	2.308** (0)	-4.907** (0)
Модел II: константа и тренд					
ΔБВП(t)	-3.449 (0)	-3.529* (2)	0.144 (4)	3.120* (0)	-3.529* (0)
ΔМиО(t)	-6.091**(0)	-6.306**(4)	0.069 (3)	2.206* (0)	-6.185** (0)
ΔСТР(t)	-4.791**(0)	-4.952**(1)	0.091 (3)	2.308* (0)	-4.907** (0)
<b>Бележка:</b> В скоби са посочени лаговете. Ограничаването на броя на лаговете при тестовите с разширения критерий на Дики-Фулър (ADF) и този на Елиът-Ротенбърг-Сток (ERS) е извършено на база на информационния критерий на Шварц (BIC). Тестовите 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. Индикаторите за статистическа значимост, при които нулевата хипотеза се отхвърля на ниво 1% и 5%, са означени съответно със ** и *.					

Предвид промяната на режима в българската икономика за точното определяне на порядъка на интегрираност на променливите са приложени тестовите за единичен корен със структурни прекъсвания 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 позволя-

ва едно прекъсване в нивото или в тренда и нивото. Критерият на Лумсдейн-Папел разширява този на Зивот-Андрюс с две структурни прекъсвания в нивото или в тренда и нивото 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 посочват интегрираност на променливите от първи порядък със структурни прекъсвания (вж. табл. 2.).

Таблица 2

**Резултати от тестове за единичен корен  
със структурни прекъсвания**

		lnБВП(t)		lnМиО(t)		lnСТР(t)	
		Година	t-стат.	Година	t-стат.	Година	t-стат.
ZA	H	1989	-4.710 (1)	1989	-3.542 (0)	1989	-3.443 (1)
	TH	1988	-4.257 (1)	1989	-3.512 (0)	1989	-3.525 (1)
LP	H	1989,2008	-5.560 (1)	1989;2000	-4.196 (0)	1989;2002	-4.754 (1)
	TH	1986,1995	-4.922 (1)	1992,2008	-5.015 (0)	1992,2005	-3.941 (1)
LS	H	1991,1998	-1.903 (5)	1992,1998	-3.721 (1)	1981,2005	-2.550 (4)
	TH	1988,2003	-4.557 (5)	1991,2003	-5.107 (4)	1989,2002	-5.087 (4)
Първи разлики		$\Delta \ln \text{БВП}(t)$		$\Delta \ln \text{МиО}(t)$		$\Delta \ln \text{СТР}(t)$	
		Година	t-стат.	Година	t-стат.	Година	t-стат.
ZA	H	1999	-5.290* (0)	1993	-6.797**(0)	1998	-5.834**(0)
	TH	1999	-5.146* (0)	1993	-6.816**(0)	1998	-5.834**(0)
LP	H	1988,1999	-6.350* (0)	1987,1993	-7.017**(0)	1998,2008	-6.684* (0)
	TH	1988,2008	-7.659**(0)	1989,2008	-7.976**(0)	1989,2008	-9.634**(0)

LS	H	1989,1999 -4.741** (0)	1998,2007 -6.511** (0)	1998,2009 -5.879** (0)
	TH	1989,2006 -5.753* (0)	1992,1998 -7.613** (2)	1990,2008 -7.574** (0)

**Бележка:** В скоби са посочени лаговете. За избор на оптимален лаг при критериите на Zivot-Andrews (ZA) и Lumsdaine-Papell (LP) е използван информационният 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 \*. Прекъсванията в нивото на редовете или в наклона и нивото са означени с H (ниво) и TH (тренд и ниво).

*Проверка за коинтеграция със структурно прекъсване  
по метода на Грегъри-Хансен*

Тестът за коинтеграция на Грегъри-Хансен се осъществява при неизвестна точка на прекъсване, която се определя от минималната стойност на „пречупената“ коинтеграционна регресия. Подходът позволява само едно прекъсване в коинтеграционната връзка. Важно е да се отбележи, че тестът не определя точната година на структурно 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-ст.	Крит. ст-ст 1%	Крит. ст-ст 5%	Крит. ст-ст 10%
всички регресори	1997	константа и тренд	-7.008	-6.450	-5.960	-5.720

**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 машини и оборудване, инвестиционните разходи в строителство и БВП, с прекъсване във всички регресори през 1997 г. (вж. табл. 3.)

### Проверка за коинтеграция с подхода на Йохансон

Подходът на Йохансон отчита ендогенността и експлицитно моделира краткосрочната динамика. Освен това чрез метода на максималното правдоподобие може да се открие броят на коинтеграционните вектори, които могат да бъдат интерпретирани като ограничения пред движението на променливите, които дадена икономическа система налага в дългосрочен план (Маринов, 2014, с. 82).

Потвърждението за наличие на коинтеграционна връзка с прекъсване от теста на Грегъри-Хансен предполага отчитане на структурни промени при прилагане на коинтеграционния подход. Промяната на режима в България се осъществява в края на 1989 г. Допълнително в модела са включени две инструментални променливи, които обхващат промяната в тренда от 1997 г. и законодателни промени от 1999 г. Промяната на тренда се дължи на въведения в страната Валутен борд. Икономическите реформи от 1999 г., които имат ефект на структурна промяна се изразяват в девалвацията на българския лев и либерализиране на движението на капитала във Валутния закон, в сила от януари 2000 г. Кризата от 1996 г. и Световната финансова и икономическа криза, която най-силно се проявява в България през 2009 г., са отразени в модела с въвеждане на фиктивни променливи. Инструментална променлива с транзитно влияние е предвидена за инвестиционната криза от 1993 г. За определянето на лага ( $k=1$ ) е използван информационният критерий на Шварц.

Таблица 4

#### Оценки по метода на Йохансон за дългосрочната връзка между БВП, инвестициите в машини и оборудване и инвестиционните разходи за строителство при лаг $k=1$

Нулева хипотеза	Собствена стойност	$\lambda_{\text{trace}}$	$\lambda_{\text{trace}}^*$	95% критична стойност
$r \leq 0$	0.791	100.806	97.469	58.923
$r \leq 1$	0.375	30.455	29.859	37.727

Дългосрочна корелация	Слаба екзогенност			
	95% $\chi^2$	lnБВП	lnМиО	lnСТР
0.615	3.841	46.730	3.887	10.567
Автокорелация				1.297 [0.215]
Нормално разпределение				3.359 [0.763]
Хетероскедастичност				0.887 [0.683]
<b>Бележка:</b> $\lambda_{\text{трасе}}^*$ е критерий-следа, коригиран за малка извадка. Критичните стойности са изчислени посредством симулация с 250 000 повторения.				

Резултатите от теста, поместени в таблица 4., показват наличие на един коинтеграционен вектор  $r=1$ . Дългосрочната корелация е значителна, с коефициент от 0,615. Тестът за слаба екзогенност на променливите е отрицателен. Коинтеграционната връзка със съответните статистически значими коефициенти на еластичност и стандартни грешки в скоби е:

$$\ln\text{БВП} = 0.2579 \cdot \ln\text{МиО} + 0.1305 \cdot \ln\text{СТР} + 0.0368 \cdot T - 0.368 \cdot \text{ПР}_{1989}, \quad (2)$$

(0.0602)                      (0.0602)                      (0.0028)                      (0.0484)

където  $T$  е времеви тренд, а  $\text{ПР}_{1989}$  – промяна на режима от 1989 г.

Коефициентите на дългосрочна еластичност открояват по-силния ефект от инвестиционните разходи за машини и оборудване (МиО). Увеличение с приблизително 4% на инвестициите в машини и оборудване допринася за нарастване на БВП с 1% годишно. Двойно по-нисък е дългосрочният коефициент на еластичност на инвестиционните разходи за строителство (СТР). Икономически растеж от 1% се постига при нарастване на инвестициите в строителство с 8%.

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

### Заклучение

Резултатите предоставят емпирично доказателство, че инвестиционните разходи за машини и оборудване и инвестициите в



строителство допринасят за икономическия растеж на България в дългосрочен план. Изследването откроява водещата роля на инвестициите в машини и оборудване. Положителното въздействие на инвестиционните разходи за машини върху БВП е двойно по-голямо от ефекта на инвестициите в строителство. Оценка на коефициентите на дългосрочна еластичност за българската икономика са в пълно съгласие с откритията на DeLong и Summers (1991,1992) за ключовата роля на инвестициите в машини за индуциране на дългосрочен растеж.

Водещата роля на машините като фактор на предлагането от структурата на инвестициите прогнозира дългосрочен ефект от натрупването на капитал върху съвкупния продукт. От друга страна инвестициите в строителство имат решаващо значение за дългосрочното развитие и цикличност на икономиката. Прилагането на подходяща политика за насърчаване на инвестиционните разходи в машини и строителство е ключова за устойчивия дългосрочен растеж.

#### Използвана литература

1. МАРИНОВ, Г. (2014) *Панелни единични корени и коинтеграция. Издирени и записани чудновати истории. С примери на R*, Издателство „Онгъл“, Варна.
2. ASCHAUER, D. A. (1989). *Is public expenditure productive?* Journal of Monetary Economics, 23, 177-200.
3. BON, R., & CROSTHWAITE, D. (2015). *The future of international construction – The annual surveys*, ICE Publishing.
4. DE LONG, J.B., AND SUMMERS, L.H. (1991) *Equipment Investment and Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 106 (2), 445–502.
5. DE LONG, J.B., AND SUMMERS, L.H. (1993) *How Strongly Do Developing Economies Benefit from Equipment Investment?* Journal of Monetary Economics, 32 (3), 395–415.
6. DEVARAJAN, SH., SWAROOP, V. & ZOU, H. (1996) *The composition of public expenditure and economic growth*. Journal of Monetary Economics 37(2, April): 313–44.
7. DREWER, ST. (1980) *Construction and development: A new perspective*, Habitat Intl, Vol. 5, No. 3 / 4, pp.395-428.

8. GIANG, D., PHENG, L. (2011) *Role of construction in economic development: Review of key concepts in the past 40 years*, Habitat International 35, 118-125.
9. GREEN, R. (1997) *Follow the leader: How changes in residential and non-residential investment predict changes in GDP*, Real estate economics, Vol. 25, 2, 253-270.
10. HOWITT, P., AND AGHION, P. (1998) *Capital Accumulation and Innovation as Complementary Factors in Long-Run Growth*, Journal of Economic Growth, 3 (2), 111–130.
11. JORGENSEN, D.W., AND STIROH, K.J. (2000) *Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age*, Brookings Papers on Economic Activity, 1, 125–211.
12. RODRIK, D. (2000) *Saving Transitions*, World Bank Economic Review 14 (3), 481–507.

**За контакти:**

докторант Галина Русева, катедра „Икономика“, Русенски университет „Ангел Кънчев“, e-mail: gruseva@uni-ruse.bg

Разработката отразява резултати от работата по проект №2017-ФБМ-01, финансиран от фонд „Научни изследвания“ на Русенския университет.