



# Публични разходи на Република България - емпирични характеристики и възможности за моделиране

доц. Николай Атанасов, д-р,  
Медицински университет - Пловдив  
Бургаски свободен университет

## Въведение

Публичните разходи се налагат като основна научна категория в областта на публичните финанси след утвърждаването на конституционния режим на държавно управление, успоредно с възникването на съвременната бюджетна практика. Икономическата наука включва в своя анализ публичните разходи относително късно. Това става по времето на класическата школа [1]. Отношението на класическата школа към разходите на публичния сектор са рестриктивни. В основата им стои хипотезата и убеждението, че те не създават национален доход, а са само инструмент за преразпределение, на част от него, между икономическите субекти. Т.е. публичните разходи по своя характер са възприемани като непродуктивни и поради природата на инструментите им на финансиране са считани за феномен, който съкращава възможностите за растеж на частния капитал, частните инвестиции, а от там и на националното стопанство. На тази основа предложенията на икономистите от края на 18-ти и началото на 19-ти век логично са насочени към ограничаване на сумата на публичните разходи на данъчното бреме и най-вече на дълга, дори неговото окончателно погасяване.

Тези възгледи търпят промяна, дори отхвърляне, в по-ново време от кейнсианската школа в средата на изминалото столетие. Много важен момент от това икономическо учение е възприемането на бюджетните разходи, наравно с данъците, дори и дълга като инструменти за

стимулиране на ефективното търсене с цел достигане на националното стопанство до състояние на пълна заетост.

С усъвършенстването и налагането на системата за измерване и отчитане на националния доход и обществен продукт, през втората половина на 20-ти век, публичните разходи освен в абсолютен размер се представят като дял от брутният национален (вътрешен) продукт. Делът на разходите на публичното стопанство в БВП се възприема за общ измерител на участието на държавата в пазарното стопанство, а с това и от гледна точка на класическия възглед и като общ показател за бремето на публичните финанси върху дохода на частните икономически субекти<sup>1</sup>.

Възприемането на разходите на държавата и на нейните институции не може да бъде подчинено само на механизмите за тяхното финансиране и да бъдат възприемани само като инструмент за алокация на ресурси. Публичните разходи имат стимулиращ и поддържащ ефект за повишаване на конкурентноспособността на националното стопанство. Вложенията в инфраструктура, образование, здравеопазване и други социални сфери създават условия за растеж в частния сектор поради големите положителни външни ефекти, разпростиращи се върху широк кръг от икономически субекти. Освен това в много случаи публичните разходи имат допълващ и заместващ ефект върху пазара, тогава когато частните инвестиции липсват или са в недостатъчен размер. Това предотвратява загуба на добавена стойност и повишава благосъстоянието на обществото. Ето защо съвременното изучаване на разходите е насочено към ефектите и последиците за националното стопанство и върху икономическия растеж, който те обезпечават.

Целта на настоящата статия е да се изучи динамита на общата сума и промените в публичните разходи от края на 20-ти век до наши дни. Целта се постига с решаването на следните задачи:

1. Построяване на динамичен ред на общите публични разходи и изследване на неговия тренд.
2. Разработване на иконометрични модели,

<sup>1</sup> Причината е че в съвременните държави делът на начините на финансиране на разходите в публичния сектор, които почиват на безвъзмездна, задължителна и принудителна основа, в общите разходи е между 70-80%.



обясняващи промените в публичните разходи чрез БВП.

Методите на анализ, подходящи за решаване на задачите и използвани в настоящата статия са от областта на иконометрията и по-точно тези, предназначени за изучаване на динамични редове и тяхното моделиране – регресионен и корелационен анализи, тестове за автокорелация, тестове за стационарност, за хомоскедастичност и нормалност на разпределение на остатъци. Математическата обработка на изходните данни е направена с помощта на продуктите EasyReg и SPSS 13.0.

### Изложение

Данни за публичните разходи у нас се представят отдавна, докато статистиката за макроикономическия измерител на съвкупния доход в стопанството, какъвто е БВП, се води отскоро. Първата година с данни за БВП е 1990 г.. Този факт поставя обективно ограничение на динамичните редове, които биха могли да бъдат сравнявани и моделирани по отношение на променливи, намиращи се в зависимост от БВП. Такава именно променлива са публичните разходи. Други събития от близкото минало също поставят под въпрос събирането на съпоставими и подходящи за анализ данни в областта на публичните финанси, а и не само. Това е трансформацията настъпила след периода на хиперинфлацията, т.е. 1997 г.. През тази година се поставя и началото на пазарната трансформация на икономиката, чрез по-активна приватизация и децентрализация на отраслите на националното стопанство, познати ни от периода на командно-административната икономика. Тогава стартираха и съществени промени във външноикономическата сфера – появи се тенденция на приток на капитали от страни от ЕС, постепенно се промени и структурата на българския износ към страни от ЕС. Друг важен аспект от трансформацията намери израз в свиване на дела на БВП, създаден в индустрията за сметка на услугите. В областта на паричната политика бе въведен паричен съвет като основа, която да осигури сигурност и висока предвидимост на очакваните икономически резултати. Малко по-късно през 1998 г. бе направена и деноминация на националната валута. Националната данъчна система възприе през 1994 г. новия за тогавашните условия данък върху добавената

стойност, чрез което се доближи до практиката в останалите развити страни. В началото на 90-те години на миналия век започна изграждането на данъчната и финансова администрация, която контролира и събира данъците, осъществява контрол в областта на публичните финанси и т.н.. Пак през същия период осигуряването беше „изведено” от държавния бюджет и доби финансова автономност и самостоятелност.

Тези процеси създават определена хомогенност и нужната съпоставимост на изходните данни за публични разходи и съвкупен доход в националното стопанство. От тази гледна точка надежден анализ на проблема би могъл да се извърши въз основата на редове, обхващащи времето от 1998 г. до настоящия момент. Т.е. бихме могли да построим ред с начало 1998 г. и край 2013 г. – общо 16 наблюдения на променливите общи публични разходи и номинален БВП. На таблица 1 могат да бъдат видени дискутираните променливи с техните годишни стойности.

Година	Публични разходи, млн. лв.	Номинален БВП, млн. лв.
1998	8829,80	25756,37
1999	9715,06	25102,29
2000	11306,78	28354,13
2001	12296,21	31249,75
2002	13128,96	33945,06
2003	14015,38	36562,33
2004	15360,64	40826,21
2005	16953,26	46122,06
2006	17798,84	52469,88
2007	23589,09	62358,28
2008	26603,69	71289,36
2009	28315,84	70562,05
2010	26388,37	71903,67
2011	26829,63	78433,55
2012	27875,02	80044,37
2013	30417,94	80281,54

Табл. 1. Публични разходи и БВП на Република България през периода 1998 г. – 2013 г..

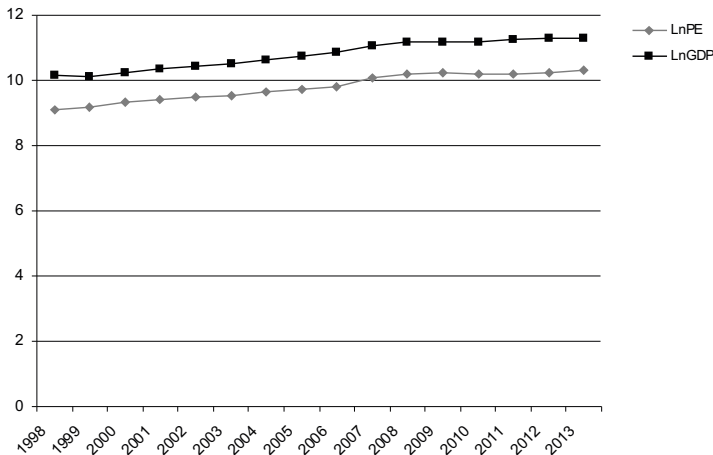
Източниците на данните са два:

- интернет сайта на НСИ – за всички стойности на номиналния БВП [2] и за публичните разходи, без 2013 г. [3];



- интернет сайта на Министерство на финансите за размера на разходите по консолидираната фискална програма за 2013 г. [4].

На фигура 1 са представени двата динамични реда, логаритмувани с натурален логаритъм значения с цел постигане на по-добра съпоставимост във времето.



Фиг. 1. Натурални логаритми на публичните разходи и на номиналния БВП на Република България през периода 1998–2013 г.

#### Трендови модели

Трендовите модели представляват еднофакторни регресионни зависимости на анализиранията величина с независима променлива времето. Т.е. за публичните разходи (PE), респективно за БВП (GDP) ще имаме:

$$PE = f(t) \quad (1)$$

$$\text{и} \\ GDP = f(t). \quad (2)$$

От фигура 1 виждаме, че поведението на двете величини във времето е изцяло аналогично. Затова може да се очаква, че функциите, които биха описали по най-добрия начин темпоралните промени на публичните разходи и на БВП ще са едни и същи.

Три функции – compound, growth и exponent представят по най-добрия начин промените в общите публични разходи, дължащи се на времето (табл.2). Изброените функции са нелинейни, показателни и експоненциални, но чрез логаритмуване могат лесно да приемат линеен вид [5].

Функцията от типа „compound” е с по-висока стандартна грешка на оценката на регресионния коефициент ( $SE_{\beta_1} = 0,0055$ ). Докато другите два модела са с еднакви и по-малки грешки на регресионния коефициент ( $SE_{\beta_1} = 0,0051$ ).

Аналитичният вид на трите трендови модела на общите публични разходи е както следва:

$$PE = 8596,92 \cdot 1,09^t, \quad (3)$$

$$PE = e^{(9,06+0,09 \cdot t)}, \quad (4)$$

$$\text{и} \\ PE = 8596,92 \cdot e^{0,09 \cdot t}, \quad (5)$$

След логаритмуване трите функции приемат един и същи вид:

$$\text{Ln}(PE) = 9,06 + 0,09 \cdot t \quad (6)$$

По отношение поведението на номиналния БВП се получават аналогични трендови зависимости. Дори наблюдаваме съвпадение при оценките на регресионните коефициенти.

№	Променлива, функция	Коефициент на регресията и свободен член				Сила на връзката			Стандартна грешка на модела
		$\beta_0$	Sig.T	$\beta_1$	Sig.T	R	R <sup>2</sup>	Sig.F	
1.	PE								
	<i>compound</i>	8596,92	0,000	1,09	0,000	0,977	0,954	0,000	0,093
	<i>growth</i>	9,06	0,000	0,09	0,000	0,977	0,954	0,000	0,093
	<i>exponent</i>	8596,92	0,000	0,09	0,000	0,977	0,954	0,000	0,093
2.	GDP								
	<i>compound</i>	22489,47	0,000	1,09	0,000	0,983	0,966	0,000	0,083
	<i>growth</i>	10,02	0,000	0,09	0,00	0,983	0,966	0,000	0,083
	<i>exponent</i>	22489,47	0,000	0,09	0,000	0,983	0,966	0,000	0,083

Табл. 2. Характеристики на времевите модели на PE и GDP.



Ако не вземем под внимание константата ще отчетем, че трендовата динамика на номиналния БВП се обяснява по един и същи начин, както и тази на общите публични разходи. Трендовата функция на БВП, получена след логаретмуване приема вида:

$$\ln(\text{GDP}) = 10,02 + 0,09 \cdot t \quad (7)$$

Един и същи ъглов коефициент показва, че една единица промяна във времето води до 0,09 единици промяна в натуралния логаритъм на РЕ и GDP.

*Емпирично измерване на връзката между публичните разходи и БВП.*

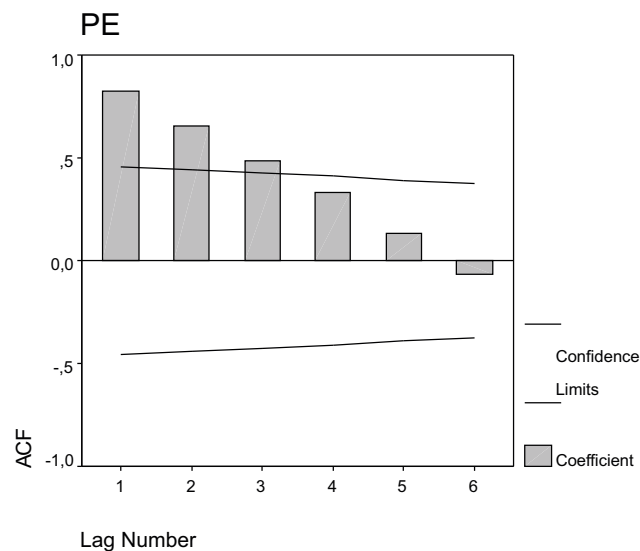
Икономическата логика позволява да се търси зависимост между разходите на публичните институции и равнището на БВП. Проблем обаче, както и при много други зависимости в областта на икономиката е съществуването на двупосочно въздействие – т.е. двете анализирани променливи могат да сменят ролята си на предиктор и на фактор едновременно. Случаят с РЕ и GDP е именно такъв, защото от една страна разходите на правителството са елемент на БВП, т.е. могат да стимулират или да задържат икономическия ръст, а от друга БВП е основният и главен източник за формиране на публични финансови средства, с други думи да предопределя равнището на бюджетните разходи на различни нива в публичния сектор.

В настоящото изследване ще разгледаме БВП като независима променлива, а публичните разходи в качеството им на резултат.

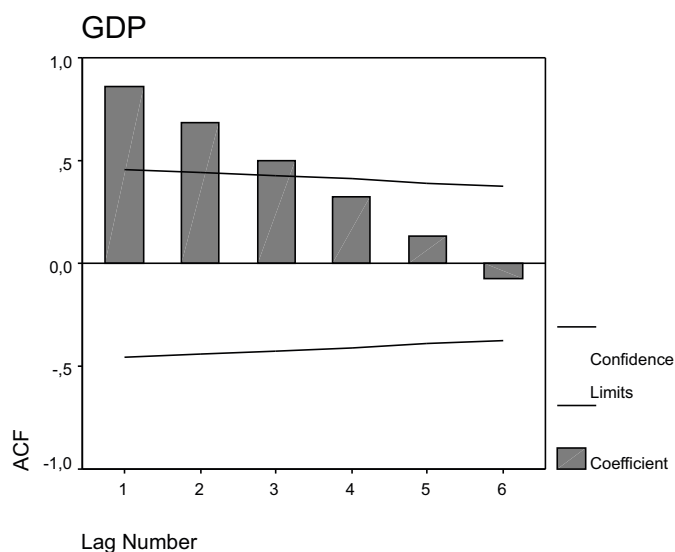
Връзката между икономически променливи, представляващи динамични редове може да бъде анализирана в два аспекта – краткосрочен и дългосрочен план. Краткосрочните зависимости се измерват с коефициент на корелация, като се отчита и факта, че обикновено икономическите редове са изложени на автокорелация. В такива случаи се подхожда към нейното отстраняване и превръщането на изходните редове в стационарни. Стационарността се постига чрез интегриране на значенията на изходните редове в определен порядък. За установяване на стационарността най-често се използва т.нар. тест на Дики-Фулер. От своя страна наличието на автокорелация може да бъде открито чрез

автокорелационната функция, представена при нарастващ брой на лаговете.

За двете променливи значенията на коефициентите на автокорелация с нарастване на лаговете от 1 до 6 могат да бъдат видени на фигури 2 и 3.



Фиг. 2. Автокорелационна функция (ACF) на разходи.

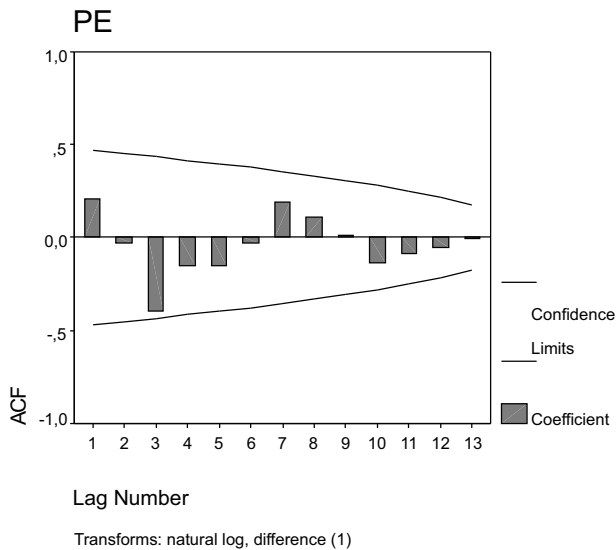


Фиг. 3. Автокорелационна функция публичните номиналния БВП.

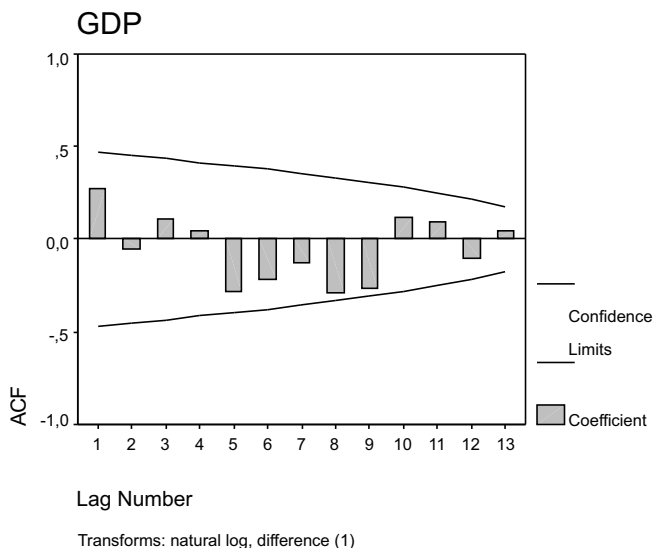
Автокорелационните коефициенти спадат под 0,5 едва след 4 лаг, а при 5 и 6-ти лаг стават близки до нула. Този резултат ни подсказва, че изходните редове на публичните разходи и на БВП са изложени на силна автокорелация. След преобразуване с натурален логаритъм и интегриране с разлики от първи порядък - I(1)



получаваме доста по-различни стойности на автокорелационната функция (фиг. 4 и 5).



Фиг. 4. Автокорелационна функция на PE след интегриране и логаритмуване.



Фиг. 5. Автокорелационна функция на GDP след интегриране и логаритмуване.

На последните две фигури виждаме ясно, че интегрирането с разлики от първи порядък редуцира съществено автокорелацията. Изводът е, че моделирането на зависимости между публичните разходи и БВП е нужно да стане след логаритмуване с натурален логаритъм и интегриране с разлики от първи порядък на изходните значения.

Тестовите на Дики-Фулер дават аналогични резултати с помощни тестови модели (ADF) без свободен член и тренд от вида на посочените

чрез формули 8 и 9.

Помощните модели на променливите са както следва [6, 7, 8, 9]:

$$\Delta \text{Ln}(\text{PE}) = \beta \cdot \text{Ln}(\text{PE})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

и

$$\Delta \text{Ln}(\text{GDP}) = \beta \cdot \text{Ln}(\text{GDP})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Числовите оценки на двата помощни, тестови модела без свободен член и време като независими променливи са както следва<sup>2</sup>:

$$\Delta \text{Ln}(\text{PE}) = 0,008 \cdot \text{Ln}(\text{PE})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(4,1416)

и

$$\Delta \text{Ln}(\text{GDP}) = 0,007 \cdot \text{Ln}(\text{GDP})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

(4,7586)

Нулевата хипотеза за наличие на единица корен (т.е, че редовете не са стационарни) не може да бъде отхвърлена, защото t-критерият на оценката на коефициента пред лаговата, независима променлива е по-малък по абсолютна стойност от критичното значение (в случая за помощен модел без свободен член и тренд при 5% значимост критичната стойност е -1,93, а при 10%-на значимост на теста е -1,60). На таблица 3 може да бъде видян емпиричния t-критерий на коефициентите на помощните регресионни модели без тренд и константа, но с използване вече на интегрирани с разлики от първи порядък стойности на Ln(PE) и Ln(GDP).

№	Динамични редове от типа I(1)	t – статистика на регресионния коефициент	Критични стойности	
			5%	10%
1.	Diff(LnPE,1)	-1.7047	-1,93	-1,60
2.	Diff(LnGDP,1)	- 1.2618		

Табл. 3. Резултати от теста на Дики-Фулер за логаритмуваните и интегрирани с разлики от първи порядък изходни редове.

Резултатите от теста за стационарност на редовете с разлики от първи порядък не дават еднозначен отговор за отсъствието на единица корен. При публичните разходи стационарността е в сила, но при 10%-тно равнище на теста, а при БВП дори хипотезата за наличието на единица корен не може да бъде отхвърлена при 10%-тно значение на теста.

<sup>2</sup> В скобите под регресионния коефициент е посочено значението на t-критерия.



Изводите от проведения тест на Дики-Фулер при равнище на значимост от 5% не ни дават основание да заключим, че при така съществуващите динамични редове на публичните разходи и на номиналния БВП, за периода 1998 г. – 2013 г., те са стационарни, дори и при интегриране с разлики от първи порядък. Този феномен най-вероятно се дължи на малкия брой на наблюденията (n=16).

Все пак опитите за измерване на силата на емпиричната връзка между променливите може да продължи, но в условията на липса на стационарност.

*Корелационна матрица и линейни регресионни модели.*

Корелационната матрица на двата логаритмувани и интегрирани с разлики от първи порядък редове е представена на таблица 4.

	Diff(LnPE,1)	Diff(LnGDP,1)
Diff(LnPE,1)	1	0,53
Diff(LnGDP,1)	0,53	1

**Табл. 3. Корелационна матрица на логаритмуваните и интегрирани с разлики от първи порядък изходни редове.**

Налице е умерена до силна статистическа връзка между значенията на преобразуваните динамични редове. Това е предпоставка за намиране на достоверен емпиричен модел обясняващ промените в публичните разходи.

Първа стъпка в емпиричното дефиниране на връзката между публичните разходи и БВП е построяването на еднофакторен линеен регресионен модел. Както отбелязахме по-горе като независима променлива ще използваме GDP. В този модел ще използваме преобразуваните редове чрез логаритмуване и интегрирани с разлики от първи порядък, защото в тях степента на автокорелация е почти отстранена. Т.е. ще имаме:

$$\text{Diff}(\text{LnPE},1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1) \quad (12)$$

С прилагане на метода на най-малките квадрати получаваме следните числови характеристики на този модел:

$$\text{Diff}(\text{LnPE},1) = 484,42 + 0,263 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1) \\ (0,855) \quad (2,225) \quad (13)$$

Оценката на константата на модела не е статистически достоверна и тя може да бъде пренебрегната в анализа. Регресионният коефициент обаче е статистически значим (t-value = 2,225; Sig.T = 0,026). Моделът е статистически достоверен - F(1;13) = 4,95 с равнище на значимост - Sig.F = 0,044. Коефициентът на детерминация обаче е относително нисък 0,276. Остатъците на модела са независими, защото тестът на Ljung-Box (Q statistics) е с равнище на значимост над критичните 5% (p-value = 0,883) и не позволява отхвърлянето на нулевата хипотеза за липса на автокорелация. Освен това остатъците са нормално разпределени и хомоскедастични. Това се потвърждава от тестовете на Jarque-Bera (при емпирична стойност на критерия 0,01, която е по-малка от критичното значение 5,99 при 5%-на значимост и p-value = 0,99) и Breusch-Pagan (с тестово значение 0,358 и критична стойност 3,84 и p-value = 0,55). В двата случая се приемат нулевите хипотези - за нормално разпределение и за хомоскедастичност на остатъците на регресионния модел. Наличните резултати от анализа на остатъците на модела дават основание за приемане на числовите му оценки за достоверни, определени по реда на метода на най-малките квадрати.

Други три модела, които могат да бъдат представени на вниманието на читателя са базирани на предходния, но първият от тях включва Diff(LnPE,1)<sub>t-1</sub> като лагова независима променлива, вторият с включване и на времето като предиктор, а третият използва и Diff(LnGDP,1)<sub>t-1</sub>. Т.е. тестваме и оценяваме следните функционални форми:

$$\text{Diff}(\text{LnPE},1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1) + \beta_2 \cdot \text{Diff}(\text{LnPE},1)_{t-1} \quad (14)$$

$$\text{Diff}(\text{LnPE},1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1) + \beta_2 \cdot \text{Diff}(\text{LnPE},1)_{t-1} + \beta_3 \cdot t \quad (15)$$

и

$$\text{Diff}(\text{LnPE},1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1) + \beta_2 \cdot \text{Diff}(\text{LnPE},1)_{t-1} + \beta_3 \cdot \text{Diff}(\text{LnGDP},1)_{t-1} + \beta_4 \cdot t \quad (16)$$

Очакванията са с добавяне на новите променливи от дясната страна на регресионното уравнение да се постигнат по-добри свойства. Числовите оценки на тези три модела са обобщени на таблица 5.



№	Емпиричен модел	Коефициент на регресията и свободен член <sup>3</sup>					Сила на връзката и обща оценка на модела		Стандартна грешка на остатъците
		$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$R^2$	Sig.F	
1.	С лагова факторна променлива като независима	178,50 (0,807)	0,275 (0,042)	0,160 (0,533)	-	-	0,305	0,135	1517,75
2.	С лагова факторна като независима променлива и времето	-105,12 (0,937)	0,279 (0,0499)	0,162 (0,546)	27,86 (0,792)	-	0,310	0,275	1586,35
3.	С лагова факторна като независима, лагова независима променлива и времето	107,82 (0,932)	0,206 (0,154)	-0,148 (0,65)	0,265 (0,155)	-28,17 (0,795)	0,437	0,224	1510,67

Табл. 5. Числови оценки на емпиричните модели на публичните разходи.

От резултатите, показващи числовите стойности на съответните емпирични модели на публичните разходи се убеждаваме, че включването на допълнителни променливи не осигурява нужната достоверност. Макар коефициентите на детерминация да растат (в случая с най-много включени предиктори  $R^2$  достига до 0,437) оценките на коефициентите пред независимите променливи са статистически незначими. Не са достоверни и общите оценки на моделите, защото равнището на значимост на F теста е над критичния праг от 5%. Забелязваме само, че в първия и втория модел стойността на коефициента ( $\beta_1$ ) пред независимата  $\text{Diff}(\text{LnGDP},1)$  е статистически достоверна и приема стойности, съответно 0,275 и 0,279.

### Изводи

Емпиричното изучаване на икономическите променливи търпи множество ограничения и е нужно преодоляването на редица трудности. Една от тях в конкретния случай е малкият брой на наблюденията.

Като отчитаме тези особености резултатите от проведеното проучване за периода 1998 г. – 2013 г. позволяват формулирането на следните основни изводи:

- публичните разходи имат ясно изразен възходящ тренд на развитие, изключение е само 2010 г., в която те са спаднали със 6,8% спрямо предходната това се дължи на негативните ефекти от пика на световната финансова криза;
- в относително изражение публичните

разходи са нараснали с 244% в края на периода спрямо неговото начало;

- между величината на публичните разходи и на номиналния БВП е налице силно изразена правопрпорционална зависимост – трендовите им функции са еднотипни, дори оценките на регресионните коефициенти съвпадат;

- годишните стойности на публичните разходи са изложени на висока автокорелация, която се преодолява в значителна степен чрез построяване на ред с разлики от първи порядък –  $I(1)$ ;

- от тестваните емпирични модели статистически достоверен се оказва еднофакторният с предиктор  $\text{Diff}(\text{LnGDP},1)$ , в същото време неговите остатъци отговарят на изискванията на МНК;

- интегрираните от първи порядък логаритмувани стойности на БВП са статистически значим предиктор на промените в публичните разходи, като една единица изменение в натуралния логаритъм на прираста (на верижна база) на БВП води до 0,263 единици изменение в прираста на натуралния логаритъм на публичните разходи.

Потенциални бъдещите изследвания и моделиране на поведението на публичните разходи у нас е нужно да се осъществяват в условията на по-богат емпиричен материал. Подългите редове вероятно биха осигурили по-висока надеждност и полезност на дискутираните тук модели.



**Използвана литература:**

1. Stoyanov, V. "Teoretichni i publichni finansii", S.: Galic, 2009., str. 104-105.
2. <http://www.nsi.bg/bg/content/2206/> - видяно на 02.12.2014 г.
3. <http://www.nsi.bg/bg/content/2413/> - видяно на 02.12.2014 г.
4. <http://www.minfin.bg/bg/statistics/13> - видяно на 02.12.2014 г.
5. Goev, V. "Statisticheska obrabotka I analiz na informaciata ot sociologicheski, marketingovi I politicheski izsledvania", S.: UI „Stopanstvo”, 1996, str. 162.
6. Uotshem, T., C. Paramou, Kolichestveni metodi vav finiansite”, M.: Unity, 1999, str. 333.
7. Fuller, W.A., "Introduction to Statistical Time Series" (2nd Ed.). New York: John Wiley, 1996
8. Said, S.E. and D.A.Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average of Unknown Order", Biometrika 71, 1984, p. 599-607.
9. Said, S.E., "Unit Root Test for Time Series Data with a Linear Time Trend", Journal of Econometrics 47, 1991, p. 285-303.