

Коинтеграционен анализ и причинност по Грейнджър на връзката режим на валутен курс-държавен дълг в Гърция, Ирландия, Италия, Португалия и Испания

Милена Ковачевич*

Резюме: Причините за възникването и разпространението на дълговата криза в Еврозоната са обект на анализ от изследователите и до днес. Наред с вече изведените основни причини за кризата, наблюдавани в няколко конкретни страни от Съюза, то общи черти между страните в дългова криза от Еврозоната могат да бъдат потърсени и в друга посока – например в избора на режим на валутен курс. Чрез използването на коинтеграционен тест в основата на настоящото изследване е именно проверката за съществуването на дългосрочна връзка между режима на валутен курс и държавния дълг в първите засегнати от дълговата криза в Еврозоната страни. Анализът е продължен и чрез прилагане на тест за причинност на Грейнджър, който да установи има ли влияние между двете променливи и в каква посока.

Ключови думи: държавен дълг, режим на валутен курс, коинтеграционен анализ, причинност по Грейнджър.

JEL: F30, H36.

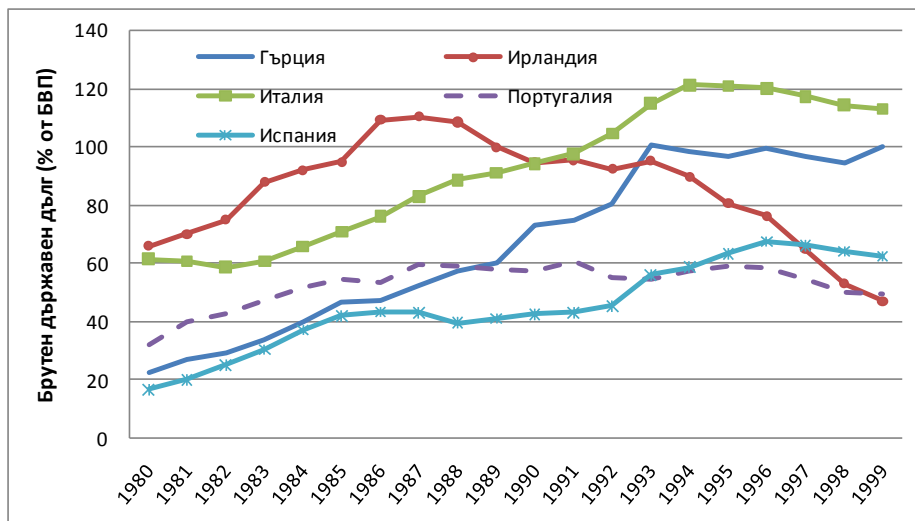
Въведение

Дълговата криза в Гърция започва в края на 2009 г., но в рамките само на две години прераства в дългова криза за цялата Еврозона, като обхваща и Ирландия, Порту-

галия, Италия и Испания¹. Още с началото на кризата в Гърция въпросът за причините за натрупването на държавен дълг става все по-актуален. И докато международни финансови организации (Arezki, Candelon и Sy, 2011; Reinhart и Rogoff, 2013), централни банки (De Santis, 2012; Stracca, 2013) и множество анализатори и изследователи разглеждат дълговата криза в Еврозоната като последица от нарастването на бюджетните дефицити и държавния дълг вследствие на световната финансова и икономическа криза от края на 2007 г.; от наличието на търговски дисбаланс в Съюза (системен излишък по текущата сметка за Германия и дефицит за повечето страни в Еврозоната); от загубата на конкурентоспособност в южните страни от Еврозоната; от нестабилността в банковия сектор и от участието на страните в паричен съюз, без да е налице фискален съюз, то общи черти между страните в дългова криза от Еврозоната могат да бъдат потърсени и в друга посока. Всъщност, страните (и по-конкретно, посочените пет страни) започват да натрупват държавен дълг много преди да станат членове на Еврозоната, а именно – в периода непосредствено след влизането в Европейската парична система (1979 г. за Италия и Ирландия; 1989 г. за Испания и Португалия и 1990 г. за Гърция) и фиксирането на валутните курсове помежду си и към екрото (фигура 1).

* Милена Ковачевич е доктор, асистент в катедра „Финанси“ на УНСС, e-mail: milena_kovachevich@yahoo.com

¹ По-късно през 2013 г. в дългова криза са също и Кипър, и Словения.



Източник: Международен валутен фонд, *World Economic Outlook 2015*

Фигура 1. Брутен държавен дълг (% от БВП) на Гърция, Ирландия, Португалия, Италия и Испания

След влизането в Европейската парична система през 1979 г., за периода 1980-1994 г. брутният държавен дълг като процент от брутния вътрешен продукт (БВП) за Италия и Ирландия се повишава съответно от 60% до 120% от БВП и от 65% до 110% от БВП; от 73% от БВП през 1990 г. до 100% за Гърция; от 41% от БВП през 1989 г. до 67% за Испания и остава около 60% за Португалия след 1989 г. И въпреки че целта на членството в Европейската парична система е намаляване на колебанията между валутните курсове на страните и сближаване на темповете им на инфлация, като страничен ефект за почти всички страни се наблюдава и повишаване на държавния дълг като дял от БВП. И ако Ирландия успява да намали дълга си до около 25% от БВП в периода след 1994 до 2007 г., то високото ниво на държавен дълг като дял от БВП за останалите четири страни се запазва почти същото до началото на дълговата криза в Еврозоната, което е една от основните предпоставки за развитието и разпространението на дълговата криза в Съюза. В този смисъл изследването на влиянието на режима на ва-

лутен курс върху основните показатели за страните (включително и върху държавния дълг), би могло да бъде основа за оптимизиране както на паричната, така и на фискалната политика на дадена страна. Целта на настоящото изследване е, като се използва коинтеграционният анализ, да се разкрие съществува ли дългосрочна връзка между режима на валутен курс и брутния държавен дълг като процент от БВП в първите страни от Еврозоната, засегнати от дългова криза, а именно – Гърция, Ирландия, Португалия, Италия и Испания.

Преглед на литературата

Гърция, Ирландия, Италия, Португалия и Испания започват участието си в Европейската парична система по различно време в периода от 1979 г. до 1990 г., но със сходни цели – участие в общ паричен съюз в дългосрочен план. Затова, от една страна, държавите в системата се опитват да сближат темповете си на инфлация, като ги намалят до темпа на инфлация на смятаната за най-стабилна в това отношение страна – Германия, от друга страна, за да

намалят колебанията на валутните си курсове след разпада на системата Бретън Уудс, държавите фиксират валутните си курсове както към еклото, така и помежду си в тесни ($\pm 2.25\%$) и широки ($\pm 6\%$, за някои страни) граници на изменение на валутните курсове между всеки две страни около централния паритет.

И въпреки че страните използват т.нар. „меко фиксиране“, ефектите върху основните икономически показатели в годините след фиксирането на курса са сходни с тези в страните, използващи фиксирането на валутния курс като номинална котва за постигане на стабилизация. Обикновено това са страни с хронична инфлация, използващи стабилизационни програми на Международния валутен фонд (МВФ), които могат да използват като основа за стабилизация или валутен курс, или конкретен паричен агрегат. Основните ефекти, които се наблюдават в тези страни няколко години след фиксирането на курса, са известни като „синдром на стабилизационните програми с фиксиран валутен курс“ и са свързани първоначално със спад на темпа на инфлация и на номиналните лихвени проценти, нарастване на инвестициите и потреблението, увеличаване на растежа и приток на капитали, но и поскъпване на реалния валутен курс, влошаване на търговското салдо, увеличаване на задълженията на частния и/или публичния сектор.

По въпроса за ефектите на тези програми в литературата са известни няколко изследвания, но почти всички се опитват да обяснят или „синдрома на програмите“, или защо се стига до отменянето им. Например, Rodriguez (1982) се фокусира върху ефектите от инфлационната инерция, които водят до първоначалното понижаване на лихвените проценти, а Calvo (1986) първи представя липсата на доверие в стабилизационната програма като движеща сила на „синдрома“ (цитирано в Hamann и Detragiache, 1997, с. 6). Rebelo и Vegh (1996) разработват модел на „синдрома“, в осно-

вата на който отново е липсата на доверие на потребителите и инфлационната инерция. Въпреки че всички модели стигат до извода, че програмите първоначално водят до икономически бум, а след това до рецесия, засега нито един модел не обяснява в пълна степен емпиричните данни за „синдрома“ на програмите.

Нито едно от изследванията обаче не засяга темата за връзката между фиксирания валутен курс и натрупването на държавен дълг. На тази база в основата на последващия анализ е именно влиянието на режима на валутен курс в Гърция, Ирландия, Италия, Португалия и Испания върху натрупването на държавен дълг, разгледано през призмата на коинтеграционния анализ.

Методология и изходни данни на изследването

Тъй като периодът на анализ започва от 1980 г., а данните, публикувани от Евростат, започват от 1995 г., с оглед съпоставимост на данните по отделни страни, за целите на анализа за целия период от 1980 г. до 2014 г. са използвани годишните данни за брутния държавен дълг като процент от БВП² от базата данни на Международния валутен фонд – World Economic Outlook (WEO) от 2015 г. За да се оцени връзката и влиянието на различните режими на валутен курс в страните върху натрупването на държавен дълг, за всяка от посочените пет страни валутният курс за съответния период е приравнен към индекс, в зависимост от прилагания от страната режим на валутен курс – режим на валутен курс преди влизане в Европейската парична система (ЕПС), участие на страната в Европейската парична система, участие във Валутно-курсов механизъм II (ВКМ II), участие в Еврозоната. Използваните индекси са обобщени в таблица 1.

² Анализът е направен и с данните за брутния държавен дълг и резултатите са сходни.

Таблица 1. Режим на валутен курс и индекси в Гърция, Ирландия, Португалия, Италия и Испания

Страна	Период	Индекс на режим на валутен курс
Гърция	Преди влизане в ЕПС (1980)	1
	Непълноправно членство в ЕПС (1981-1989)	2
	Участие в ЕПС (1990-2000)	3
	Участие в Еврозоната (2001-2014)	4
Ирландия	Участие в ЕПС (1980-1993)	1
	Участие във ВКМ II (1994-1998)	2
	Участие в Еврозоната (1999-2014)	3
Португалия	Преди влизане в ЕПС (1980-1988)	1
	Участие в ЕПС (1989-1993)	2
	Участие във ВКМ II (1994-1998)	3
	Участие в Еврозоната (1999-2014)	4
Италия	Участие в ЕПС (1980-1993)	1
	Участие във ВКМ II (1994-1998)	2
	Участие в Еврозоната (1999-2014)	3
Испания	Преди влизане в ЕПС (1980-1988)	1
	Участие в ЕПС (1989-1993)	2
	Участие във ВКМ II (1994-1998)	3
	Участие в Еврозоната (1999-2014)	4

Източник: Собствени изчисления

Връзката между брутния държавен дълг като процент от БВП и режима на валутен курс в Гърция, Ирландия, Италия, Португалия и Испания, от една страна, се разглежда през призмата на коинтеграционния анализ, който показва съществува ли дългосрочна връзка между двете променливи съответно за всяка страна. От друга страна, възмож-

ността за влияние на режима на валутен курс върху държавния дълг в дадена страна, както и обратното – възможно ли е влияние на държавния дълг върху валутнокурсвия режим, се разкрива чрез теста за причинност на Грейнджър.

Коинтеграционният анализ се използва за разкриването на дългосрочна връзка

между нестационарни променливи, интегрирани от един и същи ред, т.е. променливи, в които е налице тенденция на развитие, но които след трансформация на изходните данни (например при използването на първите им разлики) се превръщат в стационарни. Динамичните статистически редове за валутния курс (в т.ч. и за режима на валутен курс) и за държавния дълг като правило са нестационарни и в случай че се използват директно при построяването на иконометрични модели, в почти всички случаи е налице хетероскедастичност, автокорелация и мултиколинеарност, което не удовлетворява изискванията на класическия регресионен анализ и резултатите от него не е коректно да се тълкуват. Поради тази причина, за да се установи връзка между тях, преди включването им в моделите, изходните данни се подлагат на различни трансформации – например използване на разликите от първи, втори и др. порядък или включване на лагови променливи в моделите и т.н., с цел удовлетворяване на изискванията на регресионния анализ. Тези модифициращи процедури обаче, предизвикват загуба на информация за тенденциите на изменение на променливите и подценяване на зависимостта между тях. Изход от тази ситуация може да бъде открит в изследването на Engle и Granger (1987), в което авторите разглеждат коинтегрираността между две и повече нестационарни променливи, т.е. използването директно на изходни нестационарни данни за установяване на връзка между тях.

Преди да се приложи коинтеграционният тест, обаче, е необходимо да се направи проверка за стационарност на изходните данни и да се установи от кой ред са интегрирани, защото за да се приложи анализът, данните трябва да са интегрирани от един и същи ред.

Проверката за стационарност на данните за брутния държавен дълг като процент от БВП и на режима на валутен курс

на всяка от страните е направена с помощта на разширения тест на Dickey-Fuller (ADF)³ и показва, че за изходните данни⁴ на двата показателя за всички страни е налице нестационарност (таблица 2).

Данните както за държавния дълг, така и за режима на валутен курс, са интегрирани от първи ред (I(1)) за Гърция, Италия и Ирландия (т.е. първите разлики на изходните данни са стационарни), а данните за Португалия и Испания са интегрирани от втори ред (I(2)), т.е. променливите за всяка страна са интегрирани от един и същ ред, което позволява провеждането на коинтеграционен анализ чрез прилагането на тест на Johansen.

На базата на тези изходни данни започва анализът на коинтеграцията на връзката режим на валутен курс-брутен държавен дълг в Гърция, Ирландия, Португалия, Италия и Испания, като за целта се използва иконометричният софтуер Eviews 9 и заложеният в него коинтеграционен тест на Johansen.

Коинтеграционен анализ на връзката режим на валутен курс-държавен дълг – резултати

Прилагането на коинтеграционния тест на Johansen (както и тестът на Granger по-наголу) изисква предварително да бъде избран броят на лаговете на променливите в уравненията за всяка страна. За целта се използва критерият на Akaike, комбиниран и с LM теста за корелация на остатъците при необходимост. Резултатите от коинтеграционния тест на Johansen показват, че между брутния държавен дълг и режима на валутен курс за всичките пет страни съществува дългосрочна връзка (таблица 3).

³ Проверката е направена и с теста на Philips-Perron, като резултатите са идентични.

⁴ Проверката и анализът са направени и с логаритмичните форми на променливите и резултатите са сходни.

Таблица 2. Резултати от теста за стационарност на Dickey-Fuller на променливите за Гърция, Италия, Ирландия, Португалия, и Испания

Страна		Брутен държавен дълг			Индекс на режим на валутен курс	
		Критични стойности	t-статистика	Вероятност (Probability)	t-статистика	Вероятност (Probability)
Гърция	$H_0: I(1)$	1%	<u>0.696529</u>		<u>-2.306240</u>	
		5%	-3.639407	0.9903>0.05, м.е. редът не е стационарен	-3.639407	0.1759>0.05, м.е. редът не е стационарен
		10%	-2.951125		-2.951125	
			-2.614300		-2.614300	
	$H_1: I(0)$	1%	<u>-5.118819</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред	<u>-7.178612</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред
		5%	-3.646342		-3.646342	
		10%	-2.954021		-2.954021	
			-2.615817		-2.615817	
Италия	$H_0: I(1)$	1%	<u>0.471214</u>		<u>-0.819559</u>	
		5%	-3.639407	0.9831>0.05, м.е. редът не е стационарен	-3.639407	0.8007>0.05, м.е. редът не е стационарен
		10%	-2.951125		-2.951125	
			-2.614300		-2.614300	
	$H_1: I(0)$	1%	<u>-4.088436</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред	<u>-5.939349</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред
		5%	-3.646342		-3.646342	
		10%	-2.954021		-2.954021	
			-2.615817		-2.615817	
Ирландия	$H_0: I(1)$	1%	<u>-2.642240</u>		<u>-0.819559</u>	
		5%	-3.646342	0.0950>0.05, м.е. редът не е стационарен	-3.639407	0.8007>0.05, м.е. редът не е стационарен
		10%	-2.954021		-2.951125	
			-2.615817		-2.614300	
	$H_1: I(0)$	1%	<u>-4.879080</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред	<u>-5.939349</u>	0.00<0.05, м.е. редът е интегриран от първи ред
		5%	-3.670170		-3.646342	
		10%	-2.963972		-2.954021	
			-2.621007		-2.615817	
Португалия	$H_0: I(1)$	1%	<u>0.512835</u>		<u>-2.148065</u>	
		5%	-3.752946	0.9834>0.05, м.е. редът не е стационарен	-3.679322	0.2285>0.05, м.е. редът не е стационарен
		10%	-2.998064		-2.967767	
			-2.638752		-2.622989	
	$H_1: I(0)$	1%	<u>-1.883346</u>	0.3337>0.05, м.е. редът не е интегриран от първи ред, а от по-висок ред*	<u>-1.411044</u>	0.5631>0.05, м.е. редът не е интегриран от първи ред, а от по-висок ред*
		5%	-3.752946		-3.679322	
		10%	-2.998064		-2.967767	
			-2.638752		-2.622989	

Испания	$H_0: I(1)$	1%	<u>2.158674</u>	0.9909>0.05, т.е. регът не е стационарен	<u>-2.148065</u>	0.2285>0.05, т.е. регът не е стационарен
		5%	-2.644302		-3.679322	
		10%	-1.952473		-2.967767	
	$H_1: I(0)$		-1.610211	0.2552.>0.05, т.е. регът не е интегриран от първи рег, а от по-висок рег*	-2.622989	0.5631>0.05, т.е. регът не е интегриран от първи рег, а от по-висок рег*
		1%	<u>-1.058124</u>		<u>-1.411044</u>	
		5%	-2.644302		-3.679322	
		10%	-1.952473		-2.967767	
			-1.610211		-2.622989	

* Проверката показва, че данните са интегрирани от втори рег.

Източник: Собствени изчисления

Таблица 3. Резултати от коинтеграционния тест на Johansen за Гърция, Италия, Ирландия, Португалия и Испания

Trace статистика ¹							
	Брой лагове	Хипотеза за броя на коинтеграционните уравнения ²	Trace статистика	Критични стойности при 0.05	Вероятност	Наличие на дългосрочна връзка	Брой на коинтеграционните вектори
Гърция	9;10	Няма*	59.05158	15.4947	0.0000	Да	2
		Поне 1**	21.07919	3.8414	0.0000		
Италия	9	Няма*	83.97857	15.4947	0.0000	Да	2
		Поне 1**	15.01463	3.8414	0.0001		
Ирландия	9	Няма*	31.89425	15.4947	0.0001	Да	1
		Поне 1	2.870622	3.8414	0.0902		
Португалия	6	Няма*	22.43346	15.4947	0.0038	Да	1
		Поне 1	1.692819	3.8414	0.1932		
Испания	9	Няма	36.05792	15.4947	0.0000	Да	1
		Поне 1	2.020812	3.8414	0.1552		

* Показва отхвърляне на Нулевата хипотеза, която предполага липса на дългосрочна връзка при риск за грешка 5%.

** Показва отхвърляне на Нулевата хипотеза, която предполага поне един коинтеграционен вектор при риск за грешка 5% и приемане на алтернативната хипотеза за съществуването на повече от един коинтеграционен вектор.

Източник: Собствени изчисления

⁵ Резултатите от Maximum Eigenvalue теста са идентични.

⁶ Липсата на коинтеграционни уравнения показва, че няма дългосрочна връзка между променливите.

Trase статистиката проверява дали е налице дългосрочна връзка между променливите чрез изчисляването на уравнения между тях. Ако е налице връзка, то стойността на *Trase* статистиката ще е по-голяма от критичната стойност при избрания риск за грешка 5% (0.05), което означава, че между променливите ще има поне едно коинтеграционно уравнение. Тогава нулевата хипотеза за липса на дългосрочна връзка ще бъде отхвърлена и ще се приеме алтернативната хипотеза за наличие на дългосрочна връзка между променливите. Всъщност, колоната „Вероятност“ в таблица 3 показва именно това – каква е вероятността за приемане на нулевата хипотеза. Ако вероятността е по-малка от 0.05 (риск за грешка 5%), то това означава, че стойността на *Trase* статистиката е по-голяма от критичната стойност и нулевата хипотеза може да се отхвърли в полза на алтернативната хипотеза. В случай че вероятността е по-голяма от 0.05, то стойността на *Trase* статистиката е по-малка от критичната стойност и нулевата хипотеза може да се приеме, т.е. между променливите няма дългосрочна връзка. Тъй като вероятността, показана в таблица 3, е по-малка от риска за грешка (0.05 или 5%) за всички страни, то може да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на уравнение, и съответно връзка, и да се приеме алтернативната хипотеза за наличие на дългосрочна връзка между променливите. Наличието на едно коинтеграционно уравнение е достатъчно, за да е налице дългосрочна връзка между променливите, но *Trase* статистиката проверява дали има и повече от едно уравнение. В този случай според нулевата хипотеза между променливите има само едно уравнение, а според алтернативната хипотеза, уравненията са повече, и отново, ако вероят-

ността е по-малка от 0.05, се отхвърля нулевата хипотеза, а ако е по-голяма от 0.05, нулевата хипотеза се приема. Наличието на дългосрочна връзка между брутният държавен дълг като процент от БВП и режима на валутен курс се потвърждава от наличието на поне един коинтеграционен вектор (уравнение) за всички страни, а за Гърция и Италия са налице дори по два коинтеграционни вектора/уравнения (както е посочено в таблица 3, единствено за тях при проверка за наличие на повече от едно уравнение стойността на *Trase* статистиката е по-голяма от критичната стойност, а вероятността е по-малка от риска за грешка 0.05).

Наличието на дългосрочна връзка между променливите е основание анализът да бъде продължен и в посока дали променливите си влияят една на друга. На практика за променливите, при които е налице коинтеграция, вероятно следва да е налице и значимо взаимно влияние между променливи, поне в едната посока. В случай че променливите са коинтегрирани, но не се наблюдава взаимно влияние между тях, една от причините може да бъде и липсата на достатъчно дълъг времеви ред за анализ. Проверката за взаимно влияние между променливите става чрез прилагането на тест за причинност на Granger. Тъй като е необходимо данните за този тест да са стационарни, а проверката на ADF теста показва че всички променливи за всички страни са интегрирани поне от първи порядък, т.е. всички данни са нестационарни, то за да се приложи тестът и да се получат коректни резултати, при изпълнението на теста в Eviews се прилага техниката на Toda-Yamamoto ((T-Y) procedure)⁷. Резултатите от теста са представени в таблица 4.

⁷ <http://davegiles.blogspot.bg/2011/04/testing-for-granger-causality.html>

Таблица 4. Резултати от теста за причинност по Granger, приложен съгласно процедурата на Toda-Yamamoto

Нулева хипотеза		Chi-sq статистика	Вероятност
Гърция	Режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг*	30.58032	0.0007
	Държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс	5.271338	0.8723
Италия	Режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг*	356.1325	0.0000
	Държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс	13.85702	0.1275
Ирландия	Режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг*	19.21004	0.0235
	Държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс	9.407689	0.4005
Португалия	Режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг*	13.75973	0.0324
	Държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс	8.298623	0.2170
Испания	Режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг	13.17402	0.1549
	Държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс	8.203513	0.5138

*Показва отхвърляне на Нулевата хипотеза при риск за грешка 5% и приемане на алтернативната хипотеза за наличие на влияние на съответната променлива.

Източник: Собствени изчисления

Тестът за причинност по Granger проверява по две групи хипотези за всяка страна. За да се установи дали променливите на дадена страна си влияят една на друга, първо се проверява нулевата хипотеза за влиянието на режима на валутен курс върху държавния дълг. Според нулевата хипотеза режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг и ако показаната вероятност в последната колона на таблица 4 е по-голяма от 0.05, то нулевата хипотеза се приема и влиянието на променливите не е в тази посока. Ако обаче вероятността е по-малка от 0.05, то нулевата хипотеза се отхвърля и режимът на валутен курс влияе върху държавния дълг. След това тестът на Granger проверява и втората група хипотези за всяка страна, свързани с влияние то на променливите в обратна посока, т.е. дали държавният дълг влияе върху режима

на валутен курс. Отново според нулевата хипотеза няма влияние, т.е. държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс, и за да се приеме нулевата хипотеза, вероятността в последната колона на таблица 4 трябва да е по-голяма от 0.05. Ако обаче вероятността е по-малка от 0.05, то нулевата хипотеза се отхвърля в полза на алтернативната, според която държавният дълг влияе върху режима на валутен курс. Резултатите от теста за причинност по Granger показват, че нулевата хипотеза за липса на влияние в която и да е посока между режима на валутен курс и държавния дълг като процент от БВП може да бъде отхвърлена при риск за грешка 5% за всички страни, освен за Испания (за всички страни поне за една от групите хипотези вероятността в последната колона на таблица 4 е по-малка от 0.05 освен за Испания). Нуле-

вата хипотеза, че режимът на валутен курс не влияе върху държавния дълг, се отхвърля за Гърция, Италия, Ирландия и Португалия, тъй като вероятността, представена в последната колона на таблица 4, е по-малка от 0.05 за всички посочени страни. За всички страни обаче се потвърждава нулевата хипотеза, че държавният дълг не влияе върху режима на валутен курс (вероятността в последната колона на Таблица 4 е по-голяма от 0.05 за всички страни). Т.е. според теста на Granger посоката на влияние между променливите е режим на валутен курс → държавен дълг и режимът на валутен курс оказва влияние върху брутния държавен дълг като процент от БВП в Гърция, Италия, Ирландия и Португалия, но тази зависимост не се потвърждава за Испания.

Заключение

Резултатите от приложения коинтеграционен тест на Johansen за Гърция, Италия, Ирландия, Португалия и Испания показват наличие на дългосрочна връзка между режима на валутен курс и държавния дълг като процент от БВП за съответната страна, а тестът за причинност на Granger установява, че посоката на влияние между двете променливи е режим на валутен курс → държавен дълг, което дава основание анализът да бъде продължен, за да се разкрие механизмът, по който режимът на валутен курс влияе върху държавния дълг. Резултатите от коинтеграционния анализ биха могли да бъдат продължени както с анализ на връзката между променливите и за останалите страни в Евроразона, така и с анализ на конкретното влияние между променливите чрез панелно изследване.

Цитирани източници:

Arezki, R., B. Candelon and A. Sy, 2011. Sovereign Rating News and Financial Markets Spill-

overs: Evidence from the European Debt Crisis, *IMF Working Paper*, № 68.

Calvo, G. and C. Vegh, 1999a. Inflation stabilization and BOP crises in developing countries, pp.3-5.

Calvo, G. and C. Vegh, 1995b. Inflation stabilization and nominal anchors, pp.1-3.

De Santis, R., 2012. The Euro Area Sovereign Debt Crisis, *ECB Working Paper Series*, № 1419.

Engle, R. and C. Granger, 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, №55, pp. 251–276.

Giles, D., 2015. Testing for Granger Causality following Toda-Yamamoto (1995) (T-Y) procedure, [online] Available at: < <http://davegiles.blogspot.bg/2011/04/testing-for-granger-causality.html> [Accessed 28 November 2015].

Hamann, J. and E. Detragiache, 1997. ERBS in Western Europe: Greece, Ireland, Italy and Portugal, *IMF Working Paper*, №75.

Kyophilavong, Ph. and Ph. Saysombath, 2013. Budget deficit and Real exchange rate: Further Evidence from cointegration and causality test for in the Lao PDR, *Handbook on the Economic, Finance and Management Outlooks*, pp. 2-10.

Rebelo and Vegh, 1995. Real effects of Exchange rate-based stabilization: An analysis of competing theories, pp.1-9.

Reinhart, C. and K. Rogoff, 2013. Financial and Sovereign Debt Crises: Some Lessons Learned and Those Forgotten, *IMF Working Paper*, № 266.

Stracca, L., 2013. The Global Effects Of The Euro Debt Crisis, *ECB Working Paper Series*, №1573.

Eurostat, 2016. Government Finance Statistics, [online] Available at: <<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [Accessed 11 January 2016].

International Monetary Fund, 2015. World Economic Outlook, [online] Available at: <<http://www.imf.org/en/data> [Accessed 11 January 2016].