



UNIVERZITET U NOVOM SADU
EKONOMSKI FAKULTET SUBOTICA

Studijski program: Ekonomija – modul Finansije

**ODRŽIVOST FISKALNE POLITIKE I
FISKALNA KONSOLIDACIJA U
ODABRANIM EMERGENTNIM
EKONOMIJAMA**

DOKTORSKA DISERTACIJA

Mentor: Prof. dr Ivan Milenković

Kandidat: Gordana Jevđović

Subotica, 2018. godine

**UNIVERZITET U NOVOM SADU
EKONOMSKI FAKULTET SUBOTICA**

KLJUČNA DOKUMENTACIJSKA INFORMACIJA

Redni broj: RBR	
Identifikacioni broj: IBR	
Tip dokumentacije: TD	Monografska dokumentacija
Tip zapisa: TZ	Tekstualni štampani materijal
Vrsta rada (dipl., mag., dokt.): VR	Doktorska disertacija
Ime i prezime autora: AU	Gordana Jevđović
Mentor: MN	Prof. dr Ivan Milenković
Naslov rada: NR	Održivost fiskalne politike i fiskalna konsolidacija u odabranim emergentnim ekonomijama
Jezik publikacije: JP	srpski jezik
Jezik izvoda: JI	srp. / eng.
Zemlja publikovanja: ZP	Srbija
Uže geografsko područje: UGP	Autonomna Pokrajina Vojvodina
Godina: GO	2018.
Izdavač: IZ	autorski reprint
Mesto i adresa: MA	Subotica, Segedinski put 9-11.

Fizički opis rada: FO	3 poglavlja / 258 stranica / 145 tabela / 5 ilustracija / 26 grafikona / 257 referenci
Naučna oblast: NO	Ekonomija
Naučna disciplina: ND	Finansije
Predmetna odrednica, ključne reči: PO	fiskalna održivost, fiskalna konsolidacija, emergentne ekonomije, intertemporalno budžetsko ograničenje, funkcija fiskalne reakcije, montarna dominacija, fiskalna dominacija
UDK	
Čuva se: ČU	Biblioteka Ekonomskog fakulteta u Subotici i Matica Srpska
Važna napomena: VN	Nema
Izvod: IZ	Istraživački proces koji predstavlja osnovu ove disertacije usmeren je na empirijsku proveru održivosti fiskalne politike i atributa fiskalne konsolidacije u osam emergentnih evropskih ekonomija. Fiskalna održivost je najpre ispitana polazeći od teorijskog koncepta intertemporalnog budžetskog ograničenja, a zatim i pomoću nedavno razvijenog okvira funkcije fiskalne reakcije. Nadalje, u okviru disertacije se takođe istražuju karakteristike prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa kao i pitanje preovlađujućeg režima tokom perioda analize (monetarna <i>versus</i> fiskalna dominacija). Koristi se veliki broj ekonometrijskih testova, uključujući i one koji uvažavaju prisustvo strukturnog prekida i asimetričnog prilagođavanja. Rezultati ukazuju samo na slabu formu fiskalne održivosti i naglašavaju činjenicu da je obazriva fiskalna politika u godinama koje slede apsolutni prioritet u svim analiziranim ekonomijama.
Datum prihvatanja teme od strane Senata: DP	01.12.2016.
Datum odbrane: DO	

<p>Članovi komisije: (ime i prezime / titula / zvanje / naziv organizacije / status) KO</p>	<p>predsednik: član: član:</p>
---	--

**UNIVERSITY OF NOVI SAD
FACULTY OF ECONOMICS SUBOTICA**

KEY WORD DOCUMENTATION

Accession number: ANO	
Identification number: INO	
Document type: DT	Monograph documentation
Type of record: TR	Textual printed material
Contents code: CC	Doctoral dissertation
Author: AU	Gordana Jevđović
Mentor: MN	Ivan Milenković, PhD, Associate Professor
Title: TI	Sustainability of fiscal policy and fiscal consolidation in selected emerging economies
Language of text: LT	Serbian
Language of abstract: LA	eng. / srp.
Country of publication: CP	Republic of Serbia
Locality of publication: LP	Autonomous Province of Vojvodina
Publication year: PY	2018.
Publisher: PU	Author's reprint
Publication place: PP	Subotica, Segedinski put 9-11.

Physical description: PD	3 chapters / 258 pages / 145 tables / 5 illustrations / 26 graphs / 257 references
Scientific field SF	Economics
Scientific discipline SD	Finance
Subject, Key words SKW	fiscal sustainability, fiscal consolidation, emerging economies, intertemporal budget constraint, fiscal reaction function, monetary dominance, fiscal dominance
UC	
Holding data: HD	Library of the Faculty of Economics Subotica and Matica Srpska
Note: N	None
Abstract: AB	The research that forms the basis of this dissertation focuses on the empirical investigation of fiscal policy sustainability and fiscal consolidation attributes in eight emerging European economies. Fiscal sustainability is explored within the theoretical framework of intertemporal budget constraint but also by means of fiscal reaction function. Furthermore, the dissertation also investigates the properties of the revenue-expenditure nexus and addresses the issue of prevailing policy regime (monetary <i>versus</i> fiscal dominance) over the period of analysis. In this context, and aiming at robustness, a battery of econometric tests is employed, including those that account for potential structural breaks as well as asymmetric adjustment. Obtained results overwhelmingly suggest only the weak form of fiscal sustainability over the period of analysis, and highlight the fact that prudent fiscal policy in the years to come is an absolute imperative in all economies under scrutiny.
Accepted on Senate on: AS	01.12.2016.
Defended: DE	
Thesis Defend Board: DB	president: member: member:

SADRŽAJ

UVOD	1
------------	---

I DEO

FISKALNA ODRŽIVOST I FISKALNA KONSOLIDACIJA – TEORIJSKI ASPEKTI

1. Fiskalna politika u emergentnim ekonomijama – referentan tematski diskurs	7
2. Problem (ne)održivosti fiskalne politike	9
2.1. Fundamenti fiskalne aritmetike	9
2.2. Model intertemporalnog budžetskog ograničenja	11
2.3. Prihodno-rashodni kauzalni neksus	13
2.4. Funkcija fiskalne reakcije	17
2.5. Monetarna <i>versus</i> fiskalna dominacija	22
2.6. Održivost fiskalne politike – pregled empirijskih studija	24
3. Fiskalna konsolidacija – konceptualni okvir	28
3.1. Operacionalizacija fiskalnog prilagođavanja	29
3.2. Ekonomski i politički faktori fiskalne konsolidacije	34
3.3. Fiskalna konsolidacija <i>versus</i> ekonomski rast	39

II DEO

FISKALNA POZICIJA ODABRANIH EMERGENTNIH EKONOMIJA

1. Fiskalna politika u doba krize – doktrinarni <i>versus</i> iskustveni aspekti	45
2. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama	47
2.1. Poljska	47
2.2. Turska	54
2.3. Mađarska	59
2.4. Rumunija	64
2.5. Bugarska	69
2.6. Hrvatska	75
2.7. Srbija	81
2.8. Makedonija	90
3. Komparativna analiza primenjenih mera fiskalne konsolidacije	95
4. Fiskalna pravila i fiskalna odgovornost – opis činjeničnog stanja	97
5. Uticaj Međunarodnog monetarnog fonda na fiskalnu politiku odabranih ekonomija....	106

III DEO
EKONOMETRIJSKO MODELIRANJE ODRŽIVOSTI FISKALNE POLITIKE U
ODABRANIM EMERGENTNIM EKONOMIJAMA

1. Metodološke napomene o ekonometrijskom okviru istraživanja	117
1.1. Ispitivanje reda integrisanosti vremenskih serija	117
1.1. Testovi jediničnog korena	117
1.2. Testovi stacionarnosti	119
1.3. Testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma	120
1.2. Koncept kointegracije	121
1.2.1. Engl-Grejndžerova dvostepena procedura	122
1.2.2. Testovi kointegracije u VAR/VEC modelu	122
1.2.3. Testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma	124
1.2.4. Testovi kointegracije u prisustvu asimetričnog prilagođavanja	126
1.3. Koncept uzročnosti u ekonometriji	127
1.3.1. Grejndžerov test	128
1.3.2. Uzročnost u VAR modelu sa potencijalno integrisanim procesima	129
2. Podaci	130
2.1. Definisanje vremenskog horizonta istraživanja i odabir varijabli	130
2.2. Mogućnosti i ograničenja raspoloživih podataka	133
2.3. Deskriptivna statistika i preliminarna analiza podataka	134
3. Hipoteze i empirijska strategija	137
4. Rezultati	141
4.1. Poljska	141
4.2. Turska	152
4.3. Mađarska	163
4.4. Rumunija	174
4.5. Bugarska.....	185
4.6. Hrvatska	193
4.7. Srbija	204
4.8. Makedonija	214
5. Diskusija i implikacije po ekonomsku politiku	225
ZAKLJUČAK.....	231
LITERATURA	234
SPISAK TABELA, GRAFIKONA I ILUSTRACIJA.....	252

REZIME

Uzimajući u obzir referentan teorijski i metodski diskurs, održivost fiskalne politike i fiskalna konsolidacija u odabranim emergentnim ekonomijama u okviru ove disertacije proučavani su sa nekoliko aspekata. Na taj način uvažene su različite karakteristike analiziranih fenomena a dobijenim rezultatima i zaključcima obezbeđena je veća pouzdanost, a time i naučni i praktični značaj. U tom kontekstu, fiskalna održivost je u prvom koraku analizirana polazeći od koncepta intertemporalnog budžetskog ograničenja. Pomenutim pristupom pruža se uvid u pitanje da li je fiskalna politika u posmatranom vremenskom intervalu vođena uz poštovanje uslova transverzalnosti odnosno da li je finansiranje javnih rashoda u odabranim ekonomijama bilo obezbeđeno na ne-Ponzijevim osnovama. Kao komplement prethodnoj analizi u sledećem koraku ispitane su uzročno-posledične veze između javnih prihoda i javnih rashoda sa ciljem otkrivanja izvora budžetskih neravnoteža, a konsekventno i odgovarajućih strategija za prilagođavanje i konsolidaciju. Konačno, modeliranjem funkcije fiskalne reakcije analizi je podvrgnuta efikasnost dosadašnjih napora za fiskalnu konsolidaciju, dok su u okviru poslednjeg koraka, a polazeći od fiskalne teorije nivoa cena, ispitane šire karakteristike ekonomskog režima u kontekstu distinkcije na relaciji monetarne *versus* fiskalne dominacije.

SUMMARY

Taking into account the reference literature, this dissertation investigates the sustainability of fiscal policy and fiscal consolidation in selected emerging economies from several aspects. In this way, the different characteristics of the analyzed phenomena have been respected, and the obtained results and conclusions are of greater reliability and hence have more robust scientific and practical significance. In the first step of analysis, fiscal sustainability is explored within the framework of intertemporal budget constraint. This approach provides an insight into the issue whether or not fiscal policy was managed with respect to the conditions of transversality, which explicitly excludes so-called Ponzi financing schemes. As a complement to the previous analysis, in the next step, the causal relationships between government revenue and expenditures are examined in order to detect prevailing sources of budgetary imbalances, and consequently provide insights into the appropriate strategies for adjustment. Efficiency of previous efforts for fiscal consolidation in selected emerging economies is investigated by modeling the function of the fiscal reaction. Finally, starting from the fiscal theory of the price level, broader characteristics of the economic regime in the context of the distinction between monetary *versus* fiscal dominance are examined within the last step.

UVOD

Predmet istraživanja ove doktorske disertacije predstavljaju fenomeni fikalne odzivosti i fiksikalne konsolidacije, a cilj je da se oni teoretski odrede, a zatim i empirijski analiziraju u odabranim emergentnim ekonomijama – Poljskoj, Turskoj, Mađarskoj, Rumuniji, Bugarskoj, Hrvatskoj, Srbiji i Makedoniji. Empirijska analiza je bazirana na ekonometrijskim metodama analize vremenskih serija, a istraživanje se odnosi na period od 2005Q1-2016Q4.

Na svom putu tranzicije iz centralno-planske ka tržišnoj ekonomiji i članstvu u Evropskoj uniji sve odabrane emergentne ekonomije suočavale su se sa nizom ekonomskih izazova među kojima su oni fikalne prirode bili veoma zastupljeni (jačanje fikalnih institucija, napuštanje tzv. mekog budžetskog ograničenja, uvođenje tržišnih pravila u poslovanje javnih preduzeća, racionalizacija sistema subvencija, itd). Poslednja dekada prošlog veka bila je za ove zemlje dekada reformi, strukturnih promena a veoma često i makroekonomske nestabilnosti nakon čega je otpočeo proces približavanja svih segmenata državnog i društvenog života evropskim standardima. Međutim, u najvećem broju emergentnih ekonomija izbijanje Velike recesije (engl. *the Great Recession*) još jednom je u prvi plan vratilo brojna fikalna pitanja, uključujući systemske slabosti poreskog stuba i sistema javnih rashoda, neusklađenost tekuće potrošnje sa izvorima finansiranja, a konsekvantno i problematiku visokih fikalnih deficita i rast nivoa javnog zaduženja. Prateći navedeni kontekst, ali uzimajući u obzir i sve nepoželjne reperkusije kontinuiranih fikalnih neravnoteža, potreba za temeljnom analizom predmetene problematike baš u odabranim zemljama ne izostaje.

Teoretski, održivost fikalne politike tiče se opravdanosti kontinuiteta aktuelnog toka fikalne politike i može ali ne mora da bude uvod u insolventnost. Zapravo, svaki nivo budžetskog deficita bi bio moguć kada bi država mogla da podiže stepen fikalnog opterećenja (ili alternativno da se zadužuje) bez limita. Međutim, insolventnost postaje realna opasnost kada se pređe ta nevidljiva crta nakon koje stanovništvo više nije voljno da snosi poreske namete potrebne za servisiranje dugova odnosno kada poverioci više nisu skloni da produžavaju kreditne aranžmane. Dakle, (ne)održivost fikalne politike je koncept koji po ekonomskoj logici svakako prethodi problematici solventnosti ali ne nužno po „ako – onda“ principu. Naime, ukoliko postoje razumni dokazi za uverenje o neodrživosti fikalne politike to je ujedno i signal da je promena kursa ove politike neophodna i upravo je ta promena, oličena u adekvatnim i uspešno implemetiranim merama za konsolidaciju, ono što je potrebno za revitalizaciju javnih finansija odnosno izbegavanje insolventnosti i svih neopoželjnih pratećih efekata. U skladu sa ovim jasno je i opredeljenje autora ove disertacije da fenomen fikalne održivosti posmatra kao nerazdvojnu celinu sa fenomenom fikalne konsolidacije.

Glavni istraživački cilj ove disertacije je ocena (stepena) održivosti fikalne politike u odabranim emergentnim ekonomijama. Ideja je da se korišćenjem odgovarajućih ekonometrijskih metoda i polazeći od različitih teorijskih uporišta prikupe empirijski dokazi koji će omogućiti sagledavanje fenomena fikalne održivosti sa različitih aspekata. U tom smislu, a u skladu sa glavnim istraživačkim ciljem ali i sa relevantnom literaturom koja se tiče predmetne problematike, izvedena je strategija za empirijsko istraživanje, koja se sastoji od četiri sukcesivna koraka, od kojih svaki ima svoj primenjeni (operativni) cilj:

1. Kointegraciona analiza veza na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi ima za cilj da ukaže da li je fiskalna politika u posmatranim nacionalnim ekonomijama vođena u skladu sa intertemporalnim budžetskim ograničenjem;

2. Istraživanje pravca uzročnosti između javnih prihoda i javnih rashoda ima za cilj da utvrdi izvore budžetskog disbalansa u svakoj pojedinačnoj nacionalnoj ekonomiji, i konsekventno da ukaže na ekonomsko-političke implikacije za prilagođavanje i konsolidaciju;

3. Modeliranje funkcije fiskalne reakcije ima za cilj da ispita da li su mere fiskalne konsolidacije koje su kreatori ekonomske politike u posmatranom vremenskom intervalu preduzimali bile odgovarajuće, odnosno u kom stepenu su efekti pomenutih napora za konsolidacijom bili uspešni;

4. Analiza uzročnosti između primarnog budžetskog salda i javnog duga ima za cilj da otkrije da li postoje indicije za sumnju da je deo fiskalnog prilagođavanja u svakoj konkretnoj ekonomiji ostvaren na ne-fiskalnim osnovama, odnosno kroz endogeno prilagođavanje nivoa cena.

Kada je reč o pitanju fiskalne održivosti, ekonomska teorija je nedvosmisleno definisala tri moguća stepena gradacije – čvrstu održivost, slabu održivost i neodrživost fiskalne politike. U skladu sa pomenutim teorijskim diskursom, ali i opisanim ciljevima istraživanja i rezultatima koji se očekuju, definisana je sledeća glavna hipoteza istraživanja:

H₀: Fiskalna politika je slabo održiva u odabranim emergentnim ekonomijama.

Takođe, imajući u vidu izloženu empirijsku strategiju formulisane su i sledeće pomoćne (operativne) hipoteze istraživanja, koje targetiraju glavne determinante očekivane slabe održivosti fiskalne politike, a koje postaju fokus empirijskog (ekonometrijskog) dela istraživanja, a u okviru kojeg će biti testirane za slučaj svake od odabranih ekonomija pojedinačno:

H₀₁: Postoji slaba forma intertemporalne fiskalne održivosti.

H₀₂: Izvori fiskalnih neravnoteža su na rashodnoj strani budžeta.

H₀₃: Primenjene mere fiskalne konsolidacije su imale ograničene efekte.

H₀₄: Fiskalni disbalansi vrše negativne pritiske na nivo cena.

Pridavajući dužnu pažnju specifičnostima ekonomskog ali i šireg političkog i socijalnog konteksta odabranih ekonomija, svakako se očekuje da se rezultati istraživanja u izvesnoj meri razlikuju od slučaja do slučaja. Ipak, ni u jednoj nacionalnoj ekonomiji iz uzorka u posmatranom vremenskom intervalu se ne očekuje prisustvo čvrste održivosti fiskalne politike u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja ali se, sa druge strane, ipak očekuje da će najveći broj zemalja zabeležiti neku formu slabe održivosti, naročito kada se u obzir uzmu analize zasnovane na ekonometrijskim metodama koje uvažavaju prisustvo strukturnog loma u vremenskim serijama.

Kada je reč o pitanju uzročnosti između javnih prihoda i javnih rashoda, očekuje se da će u većini zemalja ona biti samo jednosmerna i to u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Ovaj vid uzročnosti zapravo sugerise da kreatori ekonomske politike prvo donose odluke o javnim rashodima a tek potom one koje se tiču poreske politike (koncept

„troši-oporezuj“) što ukazuje da se izvori budžetskih neravnoteža nalaze na strani javne potrošnje. Pomenuto takođe govori u prilog slaboj održivosti fiskalne politike u smislu činjenice da nakon potrošnje kreatori ekonomske politike ponekad nisu u mogućnosti da prikupe potrebna sredstva za njeno finansiranje na redovan način (oporezivanjem), što rezultira fiskalnim deficitom i potencijalno neodrživom fiskalnom putanjom. Konačno, kada je u pitanju modeliranje funkcije fiskalne reakcije očekuje se da će rezultati istraživanja takođe potkrepiti tezu o slaboj fiskalnoj održivosti posmatranih emergentnih ekonomija u smislu ograničenih efekata primenjenih mera za stabilizaciju i kontrolu fiskalnog deficita, uz prisustvo dokaza koji idu u prilog režimu fiskalne dominacije.

U teorijskom delu disertacije istraživanje je bazirano na metodama deskripcije odabranih fiskalnih fenomena, klasifikacije prethodnih teorijsko-empirijskih doprinosa temi, kao i komparativno-retrospektivnom analiziranju iskustvenih obeležja praktičnog vođenja fiskalne politike u odabranim ekonomijama uz uočavanje i naučno objašnjavanje zakonitosti, primera dobre prakse, uzročno-posledičnih veza, sličnosti i razlika između njih.

U empirijskom delu disertacije koristi se niz ekonometrijskih procedura. Prateći literaturu koja se odnosi na opisano područje istraživanja, u prvom koraku ispituje se nivo integrisanosti vremenskih serija koje su od interesa za istraživanje i to odgovarajućim testovima stacionarnosti (KPSS) odnosno testovima jediničnog korena (ADF, DF-GLS) ali i testovima jediničnog korena koji uvažavaju prisustvo strukturnog loma u serijama, prateći autore Voglsanga i Perona (Vogelsang & Perron, 1998). Nakon toga, potencijalne kointegracijske veze između grupa odabranih fiskalnih varijabli za sve zemlje iz uzorka testiraju se Engle-Grejdžerovom (Engle & Granger, 1987), a zatim i Johansenovom procedurom (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990; Johansen, 1991) koja se temelji na vektorskom autoregresivnom modelu i vektorskom modelu korekcije greške i podrazumeva dve vrste testova kointegracije: test traga matrice i testa najveće sopstvene vrednosti. Takođe, imajući u vidu da Johansenova metodologija ima izvesna ograničenja u slučajevima u kojima je moguće postojanje strukturnih lomova u vremenskim serijama od interesa, kao vid komplementarno-konfirmatorne analize u ovoj disertaciji koriste se i Gregori-Hansenovi (Gregory & Hansen, 1996) testovi kointegracije. Ukratko, Gregori-Hansen procedura podrazumeva uključivanje odgovarajućih veštačkih varijabli koje nastoje da obuhvate pomeranje kointegracijske regresije a glavna prednost ove metode je u tome što se momenti prekida (datumi strukturnog loma) određuju endogeno odnosno nije potrebna nikakva *a priori* informacija o njima. U tom smislu, Gregori-Hansenovi testovi zapravo predstavljaju nadogradnju Engle-Grejdžerove metode testiranja i osim osnovnog modela koji ne podrazumeva bilo kakav vid strukturne promene (i koji je stoga zapravo ekvivalent Engle-Grejdžerovom slučaju) nudi dodatna tri modela, koji odgovaraju različitim pretpostavkama o prirodi pomaka kointegracijske regresije: pomak nivoa, pomak nivoa sa trendom i promena režima. Dodatno, kada je reč o ispitivanju karakteristika prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa, a uzimajući u obzir jake teorijske osnove koje u ovom smislu sugerišu potencijalno nelinearnu fiskalnu dinamiku, u okviru pomenute analize biće korišćeni i testovi kointegracije koji uvažavaju mogućnost asimetričnog (TAR/MTAR) prilagođavanja (Enders & Siklos, 2001). Nakon ispitivanja prisustva kointegracije, u slučajevima gde se ona potvrdi, parametri modela dugoročne ravnoteže ocenjuju se metodom dinamičnih običnih najmanjih kvadrata (engl. *dynamic ordinary least squares, DOLS*) koja je predložena od strane autora Stoka i Votsona (Stock & Watson, 1993). Konačno, kao komplement kointegracijskoj analizi za sve ekonomije iz uzorka biće ispitano i pitanje uzročnosti u smislu Grejdžera i to kako između javnih prihoda i javnih

rashoda tako i između primarnog budžetskog salda i javnog duga. Pravac uzročnosti između varijabli od interesa u prvom koraku biće ispitan na osnovu (simetričnih ali i asimetričnih) modela korekcije greške koji se baziraju na prethodno ocenjenim kointegracionim relacijama. Takođe, imajući u vidu da se u okviru ovog istraživanja radi o potencijalno integrisanim vremenskim procesima, u pomenute svrhe dodatno će biti korišćena i Toda-Jamamoto procedura (Toda & Yamamoto, 1995). Konačno, u svim fazama istraživanja, a u cilju dijagnostike potencijalnih modela, odgovarajućim testovima ispituje se da li su ispunjene pretpostavke o normalnom rasporedu, homoskedastičnosti i odsustvu autokorelacije u rezidualima.

Istraživanje se bazira na kvartalnim podacima i odnosi se na vremenski period od 2005Q1 do 2016Q4. Odabrani vremenski okvir istraživanja rezultat je dobro poznatih objektivno uslovljenih faktora (pre svega dostupnosti potrebnih podataka) ali se ipak može oceniti kao dovoljno dug da bi predstavljao odgovarajuću podlogu za ekonometrijsko modeliranje a ujedno i kao dovoljno relevantan u smislu neobuhvatanja u određenim slučajevima predtranzicionih podataka koji obiluju strukturnim lomovima izazvanim makroekonomskom nestabilnošću i koji su u ovom slučaju od malo odnosno nimalo interesa.

Posebno interesantan atribut uzorka odnosi se na činjenicu da se najveći broj odabranih emergentnih ekonomija¹ nalazi u režimu targetiranja inflacije (Mađarska, Poljska, Rumunija, Turska i Srbija) dok se u Makedoniji primenjuje targetiranje deviznog kursa, u Hrvatskoj politika deviznog kursa kao nominalnog sidra, a u Bugarskoj je na snazi valutni odbor. Imajući u vidu da monetarna strategija, stepen monetarne suverenosti kao i režimi deviznog kursa igraju značajnu ulogu u procesu vođenja fiskalne politike, očekuje se da ova karakteristika uzorka osvetli pitanje fiskalne održivosti emergentnih ekonomija i iz jedne šire makroekonomske perspektive.

Struktura rada je prilagođena ciljevima istraživanja a materija je grupisana i izložena u tri celine. U prvom delu, kao vid svojevrsnog uvoda u predmetnu problematiku, prikazane su teorijske osnove fiskalne politike, determinante njene (ne)održivosti kao i konceptualni okvir fiskalne konsolidacije uz rasvetljavanje distinkcija na relacijama prihodno vs. rashodno orijentisane fiskalne konsolidacije, gradualno prilagođavanje vs. šok terapija, uspešne vs. neuspešne, ekspanzivne vs. kontrakcione konsolidacije, itd. U drugom delu analizi su podvrgnuti iskustveni aspekti praktičnog vođenja fiskalne politike sa posebnim osvrtom na tendencije u kretanju fiskalnih agregata i komparativno-retrospektivnu analizu primenjenih mera za stabilizaciju javnih finansija u odabranim emergentnim ekonomijama. Treći, empirijski deo, odnosi se na ekonometrijsko modeliranje fiskalne održivosti u skladu sa teorijskim osnovama predstavljenim u okviru prve tačke. U okviru ovog dela pažnja je najpre usmerena na metodološka objašnjenja – detaljan prikaz korišćenih ekonometrijskih tehnika i procedura, opis varijabli i vremenskih serija podataka, a zatim i na prikaz rezultata istraživanja uz odgovarajuću diskusiju i izvođenje pouka za praktičnu ekonomsku politiku. Zaključak zaokružuje bitna saznanja proistekla iz disertacije, navodi domete i ograničenja analize ali i preporuke za buduća istraživanja.

¹ Prema aktuelnoj klasifikaciji Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2016a) grupi emergentnih evropskih ekonomija (engl. *Emerging and Developing Europe*) pripadaju Albanija, Bosna i Hercegovina, Bugarska, Makedonija, Mađarska, Poljska, Rumunija, Srbija, Turska, Hrvatska i Crna Gora. Isključivo iz razloga dostupnosti dovoljno dugačkih i konzistentnih vremenskih serija podataka o svim varijablama potrebnim za ekonometrijsko modeliranje održivosti fiskalne politike, za istraživanje u okviru ove disertacije iz pomenute grupe odabrane su sledeće ekonomije: Poljska, Turska, Mađarska, Rumunija, Bugarska, Hrvatska, Srbija i Makedonija.

Uzimajući u obzir sve prethodno rečeno, očekuje se da istraživanje sprovedeno u ovoj disertaciji osim doprinosa empirijskoj literaturi iznedri i niz praktičnih ekonomsko-političkih pouka koncentrisanih na pitanja fiskalne održivosti, prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa i monetarne *versus* fiskalne dominacije u odabranim ekonomijama, posebno apostrofirajući veoma aktuelnu tematiku fiskalne konsolidacije i to kako u domicilnom slučaju tako i u komparativno-retrospektivnoj prespektivi (fiskalno uspešnije?) emergentne Evrope.

I DEO

FISKALNA ODRŽIVOST I FISKALNA KONSOLIDACIJA
– TEORIJSKI ASPEKTI

1. Fiskalna politika u emergentnim ekonomijama – referentan tematski diskurs

Izučavanje fiskalnih finansija obiluje brojnim i složenim kategorijama, pitanjima i problemima a njihov značaj i domet vidljiv je svakodnevno kako sa mikro tako i sa makroekonomskog aspekta. Javni sektor u savremenim uslovima ima značajne razmere, što se najbolje očituje u činjenici da fiskalno opterećenje u mnogim ekonomijama iznosi između trećine i polovine BDP i pokazuje tendenciju povećavanja. Naime, savremena država ima veliki značaj u okviru celokupne privredne aktivnosti. Ona u većoj ili manjoj meri prožima sve oblasti društvenog, socijalnog i ekonomskog života, koriguje tržišni mehanizam, uređuje okvir u kojem će se obavljati privredna aktivnost, a zatim i posredno ili neposredno obezbeđuje ostvarivanje zdravstvenih, obrazovnih, usluga socijalne sigurnosti, unutrašnje i spoljne bezbednosti kao i niz drugih zadataka. Iako pojedini autori smatraju da savremena država u političkom smislu postepeno gubi svoju realnu moć (a sve više je dobijaju globalne alijanse, savezi i državna partnerstva) neosporno je da uloga države u obezbeđivanju javnog dobra i osnovne društvene infrastrukture, upravo zbog njenog stalnog razvoja, ima sve veći značaj. Same funkcije države precizno su definisane ustavom, zakonima i drugim pravnim aktima, a kako bi ih nesmetano obavljala država mora da ima adekvatne organe i institucije - ali i da raspolaže dovoljnom količinom novčanih sredstava. Novčana sredstva kojima javni sektor finansira svoje aktivnosti, a koje nazivamo javnim prihodima, najčešće su prinudnog karaktera i država ih prikuplja na bazi svog fiskalnog suvereniteta, u visini koju na bazi različitih kriterijuma autonomno određuje.

Bez sumnje, javni prihodi poreskog karaktera predstavljaju glavni izvor finansiranja javne potrošnje u svim savremenim ekonomijama. Međutim, nebrojano puta tokom istorije, države su se susretale sa situacijom u kojoj raspoloživi prihodi nisu dovoljni da pokriju legitimne javne rashode. Deficit u budžetu je neophodno finansirati, a to se najčešće čini emisijom javnog duga. Kada se budžetski deficit ponavlja iz godine u godinu, država se po pravilu iz godine u godinu zadužuje. Algebarski zbir tih pozajmica predstavlja javni dug. U okviru celine javnih finansija nema manje elastičnog dela od onog koji se odnosi na budžetski deficit i njegovo finansiranje, a pomenuta problematika je u posebnoj meri karakteristična za fiskalne sisteme emergentnih ekonomija.

*„Budžetski deficit je poput greha.
Za većinu javnosti to je nešto moralno pogrešno
ali veoma teško može da se izbegne.
Nekad ga je teško identifikovati,
a merenje njegove veličine uvek je osetljivo i prilično pristrasno.“*
Robert Ajsner (Eisner, 1984)

Montiel (Montiel, 2011) navodi nekoliko karakteristika emergentnih ekonomija. Pre svega, ovaj autor apostrofira činjenicu da emergentne ekonomije imaju srazmerno malu ekonomsku snagu. Takođe, one su komercijalno veoma otvorene ali ih karakteriše nepotpuna ili sporadična finansijska integracija sa ostatkom sveta. Dodatno, emergentne se od razvijenih ekonomija razlikuju i po strukturi proizvodnje. Naime, sektor usluga je u

emergentnim ekonomijama relativno mali a imajući u vidu da usluge po pravilu ne participiraju značajno u međunarodnoj razmeni, to zapravo znači da je najveći deo nacionalne proizvodnje u ovim zemljama podložan međunarodnoj konkurenciji.

Međutim, u okviru istraživanja u ovoj disertaciji posebno su važne specifičnosti emergentnih ekonomija koje su u korelaciji sa dve ključne ekonomske politike – fiskalnom i monetarnom. U fiskalnom kontekstu, posebno je značajna tradicionalno jaka uloga države u privredi. Ona se prevashodno manifestuje snažnim sistemom državnih intervencija koje rezultiraju visokim javnim rashodima, koji su dalje dodatno naglašeni usled činjenice da finansijski rezultat preduzeća u državnom vlasništvu predstavlja veoma važnu budžetsku stavku. Pored toga, mnoge emergentne ekonomije se suočavaju sa značajnim izazovima u pogledu efikasnosti funkcionisanja poreske administracije, dok poreski sistem neretko karakteriše nizak poreski moral i rasprostranjena praksa poreske evazije. Konačno, usled systemske i strukturne neusklađenosti prihodne i rashodne strane, budžeti emergentnih ekonomija su skloni kontinuiranim deficitima a solventnost javnog sektora se neretko dovodi u pitanje. Iz svih pomenutih razloga emegentne ekonomije često ne uživaju poverenje međunarodnih kreditora što im onemogućava da održe visoke nivoe javnog zaduženja. Prethodna konstatacija delimično objašnjava i sklonost emergentnih ekonomija da vode procikličnu fiskalnu politiku, odnosno da usvajaju ekspanzivne mere tokom uzlazne faze ekonomskog ciklusa, a da konsolidacione akcije primenjuju tokom recesije. Konačno, kada je reč o monetarnoj politici i njenoj interakciji sa fiskalnim sektorom, često se naglašava da su monetarne odluke u emergentnim ekonomijama podređene fiskalnim ciljevima, što odgovara fenomenu koji je u literaturi poznat kao fiskalna dominacija.

Polazeći od svega navedenog, može se zaključiti da je briga o fiskalnoj (ne)ravnoteži i dinamici javnog zaduženja u emergentnim ekonomijama neosporno veoma važna. U prilog tome govore i rezultati brojnih empirijskih studija koji potvrđuju tezu da su upravo emergentne ekonomije veoma podložne riziku insolventnosti, što dalje utiče na činjenicu da su njihove ekonomske performanse izrazito osetljive na visinu i brzinu rasta pokazatelja fiskalne dinamike poput učešća fiskalnog deficita ili javnog duga u bruto domaćem proizvodu. U tom smislu, jedna od centralnih tema fiskalne politike u emergentnim ekonomijama tradicionalno se vezuje za sposobnost države da uskladi javne finansije sa strogim uslovima intertemporalnog budžetskog ograničenja odnosno da obezbedi ravnotežu između javnih prihoda i javnih rashoda tokom određenog, srazmerno dužeg, vremenskog perioda.

Konačno, prateći navedeni kontekst, bitno je naglasiti da kreatori ekonomske politike u situacijama potencijalno neodrživih fiskalnih putanja imaju na raspolaganju nekoliko načina za korektivne akcije. Oni naime mogu da odluče da ostvare intertemporalnu ravnotežu budžeta proglašavanjem bankrota države ili dozvoljavanjem visokih stopa inflacije koje realno obezvređuju nominalne ekonomske pokazatelje. Pomenuta dva scenarija su tokom poslednjih decenija prošlog veka nemalo puta bili atributi ekonomskog ambijenta zemalja u razvoju i tranziciji. Ipak, uvažavajući troškove i koristi različitih pristupa ekonomska teorija i praksa su danas izričite u stavu da se kao optimalan izbor u situaciji neodrživih fiskalnih putanja nameću različite strategije fiskalne konsolidacije.

2. Problem (ne)održivosti fiskalne politike

Kako navodi Bon (Bohn, 2005) osnovni ekonomski odgovor na pitanje „koje su fiskalne politike održive?“ utemeljen je na argumentu da je sposobnost jednog agenta da se zadužuje ograničena voljom drugih agenata da tražena novčana sredstva pozajmljuju. U tom smislu fiskalna održivost predstavlja pitanje opšte ravnoteže koncentrisano primarno na dva specifična aspekta – ko su potencijalni državni kreditori i šta opredeljuje njihovo ponašanje. Međutim, praćenje navedenog konteksta, iako ekonomski intuitivno, u empirijskom smislu nije obećavajući način za proveru, pre svega zbog činjenice da uključuje veliki broj faktora od kojih je samo mali deo egzaktno merljiv. Iz tog razloga se ispitivanje fiskalne održivosti danas primarno zasniva na izboru jednog od formalno razvijenih teorijskih modela i utvrđivanju ispunjenosti uslova koji proizilaze iz njegovih postavki. Različiti modeli nude različite načine za potencijalnu verifikaciju postavljenih hipoteza, a svakom od njih je, u odnosu na ekonomsku realnost, imanentan veliki broj pretpostavki i pojednostavljenja. Upotreba više od jednog načina u postupku empirijske provere svakako pruža komplementarne uvide u različite aspekte analizirane problematike i stoga neizostavno povećava robustnost izvedenih zaključaka.

Imajući sve prethodno na umu, fiskalna održivost u odabranim emergentnim ekonomijama u okviru ove disertacije empirijski je ispitana polazeći od nekoliko različitih teorijskih uporišta čiji su konceptualni okviri prezentovani u nastavku ove tačke. Ipak, pre toga, kao vid svojevrsnog uvoda u tematiku, najpre su izloženi osnovni identiteti fiskalne aritmetike koji se tiču fenomena budžetskog deficita i javnog duga, a koji predstavljaju osnovu svih modela na kojima se zasniva teorijsko-empirijska literatura koncentrirana oko pitanja fiskalne (ne)održivosti.

2.1. Fundamenti fiskalne aritmetike

Fundamentalni budžetski identitet u vremenu (t) može se predstaviti sledećom jednačinom²:

$$B_t = (1 + i_t)B_{t-1} + G_t - R_t - (M_t - M_{t-1}) \quad (1)$$

gde B_t predstavlja javni dug u periodu t , R_t su javni prihodi, G_t javni rashodi bez kamata na javni dug (tzv. primarni javni rashodi), i_t je nominalna kamatna stopa na javni dug dok M_t predstavlja monetarnu bazu u periodu t . Dinamična relacija predstavljena jednačinom (1) zapravo govori da javni dug u aktuelnom periodu t predstavlja zbir primarnog budžetskog salda iz tog perioda i kamatnih plaćanja na nivo javnog duga iz prethodnog perioda od kojih je oduzeta razlika u nominalnoj monetarnoj bazi između aktuelnog i prethodnog perioda. Uvođenjem oznake diference prvog reda (Δ) jednačinu (1) je moguće predstaviti na sledeći način:

$$\Delta B = i B + G - R - \Delta M \quad (2)$$

² Osnovne relacije fiskalne aritmetike predstavljene su prateći u velikoj meri radove autora Afonsa (npr. Afonso (2000); Afonso (2005); Afonso & Jalles (2012), itd).

Međutim, imajući u vidu efekte ekonomskog rasta, budžetski identiteti se često predstavljaju pomoću fiskalnih agregata izraženih u procentu od bruto domaćeg proizvoda. Fokusirajući se sada na evoluciju javnog duga, promenu javnog duga izraženu u procentu od BDP-a moguće je razložiti na sledeći način:

$$\Delta b = \Delta B/Y - bn \quad (3)$$

gde b predstavlja udeo javnog duga u BDP-u ($b = B/Y$), dok n predstavlja promenu bruto domaćeg proizvoda takođe izraženu u procentu od BDP-a ($n = \Delta Y/Y$). Zamenom jednačine (2) u jednačinu (3) ona postaje:

$$\Delta b = (G - R + iB - \Delta M)/Y - bn \quad (4)$$

Uvodeći oznake za fiskalne agregate izražene u procentu od bruto domaćeg proizvoda i to g za primarne javne rashode u procentu od BDP-a ($g = G/Y$), zatim r za javne prihode u procentu od BDP-a ($r = R/Y$) kao i m za monetarnu bazu u procentu od BDP-a ($m = M/Y$) uz definisanje oznake λ za rast monetarne baze ($\lambda = \Delta M/M$) jednačina (4) postaje:

$$\Delta b = g - r + ib - \lambda m - bn \quad (5)$$

Jednačina (5) je pogodna za brojne analize parametara potrebnih za održive fiskalne pozicije. Pre svega, pretpostavljajući da nema rasta javnog duga izraženog u procentu BDP-a, odnosno uvodeći restrikciju ($\Delta b = 0$) jednačina (5) postaje:

$$bn = g - r + ib - \lambda m \quad (6)$$

sugerišući da je budžetski saldo proporcionalan proizvodu javnog duga izraženog u procentu BDP-a i stope rasta BDP-a, izuzimajući promene u monetarnoj bazi. Dodatno, jednačina (6) je veoma pogodna i za ilustrativne numeričke primere. Naime, pretpostavljajući da je iznos javnog duga u procentu od BDP-a 60%, uz stopu nominalnog ekonomskog rasta od 5% (koja nadalje prema Fišerovoj relaciji odgovara realnoj stopi ekonomskog rasta od 3% i stopi inflacije od 2%) iznos javnog duga će biti stabilan pri deficitu nižem od 3% (kriterijum iz Mاستrihta).

Sa druge strane, uvodeći u analizu i Fišerovu relaciju za kamatnu stopu po kojoj je nominalna kamatna stopa jednaka realnoj kamatnoj stopi uvećanoj za stopu inflacije (odnosno $i = r + \pi$) uz analognu formulaciju za stopu nominalnog ekonomskog rasta ($n = y + \pi$) jednačina (5) postaje:

$$\Delta b = g - r - \lambda m + b(r - y) \quad (7)$$

Jednačina (7) ukazuje da na promenu javnog duga pored budžetskog salda značajno utiče i odnos realne kamatne stope i stope realnog ekonomskog rasta. Naime, udeo javnog duga u bruto domaćem proizvodu povećava se kada budžetski saldo uđe u zonu deficita ali takođe može da se poveća i kada je budžet uravnotežen ali je realna kamatna stopa veća od stope ekonomskog rasta. Pomenuti identitet ima važne implikacije za kreatore ekonomske politike. On zapravo sugerise da je u situacijama kada se javno zaduženje nalazi na potencijalno neodrživoj putanji veoma važno merama fiskalne konsolidacije uticati na pozitivnu promenu budžetskog salda, ali je podjednako važno dužnu pažnju posvetiti i revitalizaciji realnog ekonomskog rasta.

2.2 Model intertemporalnog budžetskog ograničenja

Ekonomaska teorija koja predstavlja prvu polazna tačku za ispitivanje održivosti fiskalne politike u ovoj disertaciji oličena je u konceptu intertemporalnog budžetskog ograničenja (engl. *intertemporal budget constraint*, u daljem tekstu: IBC). Pomenuti koncept je i pogodan logički okvir za razmišljanje o predmetnoj problematici. Naime, država koja troši više od svojih mogućnosti beleži negativan predznak ispred svog budžetskog salda a kontinuirani deficiti neosporno rezultiraju zabrinjavajućim visinama akumuliranog javnog duga. Ako država igra poštnu (a pod tim se misli na ne-Ponzijevu) igru, ona ne bi smela trajno da se oslanja na čisto refinansiranje svojih dugova, u smislu novog zaduživanja zarad plaćanja dospelih glavnica uvećanih za kamate. Drugim rečima, u odgovarajućem, (srazmerno dužem) vremenskom horizontu, sadašnja vrednost javnog duga trebala bi da teži da bude jednaka diskontovanoj vrednosti svih budućih budžetskih suficita. Prethodno rečeno moguće je izraziti i nešto formalnije odogovarajućim matematičkim jednakostima.

U najjednostavnijem obliku budžetsko ograničenje u vremenu t može se zapisati na sledeći način³:

$$G_t + (1 + r_t) B_{t-1} = RR_t + B_t \quad (8)$$

pri čemu su: G_t javni rashodi bez kamata na javni dug, RR_t javni prihodi, B_t javni dug, a r_t je kamatna stopa. Već na ovom mestu bitno je naglasiti da varijable u jednačini (8) mogu biti u nominalnim ili realnim vrednostima ali i izražene u procentu BDP-a ili populacije. Kako navode Hakkio i Raš (Hakkio & Rush, 1991) od prethodne konsideracije zavisi i interpretacija kamatne stope. Naime, kada su varijable u nominalnim vrednostima r_t je nominalna kamatna stopa; kada su varijable izražene u realnim vrednostima r_t je realna kamatna stopa; kada je reč o varijablama koje su izražene u procentu BDP-a r_t je realna kamatna stopa umanjena za stopu rasta realnog BDP-a i konačno, kada je reč o *per capita* vrednostima r_t predstavlja realnu kamatnu stopu umanjenu za stopu rasta populacije.

Budžetsko ograničenje navedeno u jednačini (8) odnosi se na vremenski period t ali i na periode $t+1$, $t+2$, *itd.* Rešavanjem ove jednačine „unapred“ putem rekurzivnog (iterativnog) postupka a zatim uvodeći diskontni faktor (u oznaci i_t) izvodi se sledeća jednačina intertemporalnog budžetskog ograničenja:

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} i_t (RR_t - G_t) + \lim_{t \rightarrow \infty} i_t B_t \quad (9)$$

gde je $i_t = \prod_{s=1}^t \beta_s$; $\beta_s = 1/(1 + r_s)$

Jednačina (9) zapravo govori da je fiskalna politika održiva ako je sadašnja vrednost javnog duga jednaka očekivanoj sadašnjoj vrednosti svih budućih suficita a to je moguće jedino ako drugi član sa desne strane izraza (9) u dugom roku teži nuli, što je u literaturi poznato kao uslov transverzalnosti (engl. *transversality condition*). Dakle, kada je $\lim_{t \rightarrow \infty} i_t B_t = 0$ država nema opciju vođenja permanentnih deficita odnosno isključene su eventualne „Ponzijevе šeme“ finansiranja, ili drugim rečima – fiskalna politika na dugi rok je održiva.

³ Detaljniji prikaz modela intertemporalnog budžetskog ograničenja kao i matematičko izvođenje identiteta u njegovoj osnovi pogledati u izvornom radu Hakkio i Raša (Hakkio & Rush, 1991).

Iako se intertemporalno budžetsko ograničenje u literaturi najčešće označava jednačinom (9) ona međutim nije pogodna za empirijsko testiranje. U tom smislu, prateći literaturu (Hakkio & Rush, 1991) potrebno je izvesti alternativni model koji će predstavljati odgovarajuću podlogu za ekonometrijsko testiranje.

Polazeći ponovo od budžetskog ograničenja u vremenu t (jednačina 8), uvodeći pretpostavku o stacionarnosti realne kamatne stope oko srednje vrednosti r , a zatim i dodavanjem izraza rB_{t-1} obema stranama jednačine izvodi se:

$$E_t + (1 + r)B_{t-1} = RR_t + B_t \quad (10)$$

gde je $E_t = G_t + (r_t - r)B_{t-1}$.

Rešavanjem jednačine (10) „unapred“ dobija se:

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j+1} (RR_{t+j} - E_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} \quad (11)$$

gde je $\beta = 1/(1 + r)$.

Konačno, nakon diferenciranja prvog reda, jednačina (11) postaje:

$$G_t + r_t B_{t-1} = RR_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j-1} (\Delta RR_{t+j} - \Delta E_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} \quad (12)$$

Ako sada sa GG označimo ukupne javne rashode (dakle one koje pored primarnih rashoda obuhvataju i plaćanja kamata na javni dug) onda je $GG_t = G_t + r_t B_{t-1}$. Pretpostavljajući nadalje da su RR_t i E_t varijable integrisane prvog nivoa (nestacionarne u nivoima i stacionarne u prvim diferencama) odnosno $RR_t = \alpha_1 + RR_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ i $E_t = \alpha_2 + E_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ jednačina (12) se može zapisati kao:

$$GG_t = \alpha + RR_t + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

gde je: $\alpha = \left[\frac{1+r}{r} \right] (\alpha_1 - \alpha_2)$; $\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^{j-1} (\varepsilon_{1t} - \varepsilon_{2t})$

Končano, pretpostavljajući da je član sa limesom u prethodnoj jednačini jednak nuli (uslov transverzalnosti) jednačina (13) postaje sledeća (kointegraciona) regresiona jednačina:

$$RR_t = \alpha + b GG_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

Ispitivanje kointegracijskih veza na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi upravo u kontekstu jednačine (14) u literaturi je obilno korišćen postupak za ispitivanje održivosti fiskalne politike. U tom kontekstu, ukoliko se potvrdi postojanje kointegracije između varijabli RR i GG (za koje je prethodno utvrđeno da su integrisane prvog reda) i uz uslov da je parametar b iz jednačine (14) ocenjen kao $b=1$ izvodi se zaključak o čvrsto održivoj fiskalnoj politici. Sa druge strane, prateći Kvintosovu (Quintos, 1995) fiskalna politika je samo slabo održiva ukoliko su pomenute varijable kointegrisane ali kada je parametar b ocenjen u rasponu $0 < b < 1$.

2.3. Prihodno-rashodni kauzalni neksus

Paralelno sa modeliranjem održivosti fiskalne politike na bazi koncepta intertemporalnog budžetskog ograničenja, 90-ih godina prošlog veka počinje da se razvija i empirijska literatura o uzročnom odnosu između javnih prihoda i javnih rashoda. Metodološki posmatrano pomenuti pravac istraživanja svakako predstavlja prirodnu nadogradnju kointegracione analize fiskalne održivosti imajući u vidu da eventualno potvrđivanje kointegracije između javnih prihoda i javnih rashoda, kao dokaz koji govori u prilog važenju uslova transverzalnosti, neizostavno implicira i neki vid uzročnosti između varijabli od interesa. Sa druge strane, pitanje uzročno-posledičnih veza između javnih prihoda i rashoda je veoma važno i u slučaju eventualne neodrživosti fiskalne politike, budući da ima značajne implikacije na koncipiranje mera za stabilizaciju i konsolidaciju. Uzimajući sve pomenuto u obzir, evidentno je da je razumevanje prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa od vitalnog značaja za ekonomije koje se suočavaju sa problemima kontinuiranih budžetskih deficita i koje stoga planiraju sprovođenje određenih mera fiskalne konsolidacije, ali je jednako važno i u drugim slučajevima – na primer za zemlje koje nastoje da dostignu i održe određene fiskalne targete poput onih definisanih za ulazak u Evropsku monetarnu uniju.

Intertemporalni kauzalni odnos između javnih prihoda i javnih rashoda može poprimiti jedan od četiri moguća oblika (videti npr. Payne (2003), Afonso & Jalles (2012), itd):

- jednosmerna uzročnost od javnih prihoda ka rashodima (engl. *tax and spend hypothesis*). Ovaj vid uzročnosti sugerise da kreatori ekonomske politike podešavaju javnu potrošnju prema nivou javnih prihoda.
- jednosmerna uzročnost od javnih rashoda ka приходima (engl. *spend and tax hypothesis*). U ovom slučaju kreatori ekonomske politike usklađuju javne prihode prema planiranom obimu javnih rashoda.
- Dvosmerna uzročnost (fiskalna sinhronizacija, engl. *fiscal synchronization hypothesis*). Ovaj vid uzročnosti sugerise da fiskalne vlasti donose odluke o obimu javnih prihoda i rashoda istovremeno a pomenuto stanovište je konzistentno sa klasičnim pogledom na javne finansije.
- Bez uzročnosti (institucionalna separacija, engl. *institutional separation hypothesis*). Ovaj slučaj je konzistentan sa odsustvom kointegracije između javnih prihoda i javnih rashoda i samo dodatno apostrofira problematiku neodrživosti fiskalne politike.

Hipoteza oporezuj-troši (engl. *tax and spend*) ima dve alternativne formulacije. Prva podrazumeva *pozitivnu* uzročnu vezu od javnih prihoda ka javnim rashodima i oslanja se na Fridmanovo (Friedman, 1978) gledište po kome država želi i namerava da potroši sva finansijska sredstva koja joj stoje na raspolaganju. Kako i sam Fridman navodi (Friedman, 1978) str. 12.) na ovaj njegov stav bitno je uticao rad britanskog autora Nortkouta Parkinsona (Northcote Parkinson) poznatog po Prvom Parkinsonovom zakonu koji sugerise da “rad teži da se širi kako bi popunio vreme predviđeno za njegovu realizaciju“. Međutim, kako naglašava Tempelman (Tempelman, 2006) u kontekstu prihodno-rashodnog

kauzalnog nekusa ipak je relevantniji Parkinsonov manje poznati Drugi zakon po kome “rashodi teže da porastu kako bi dostigli raspoložive prihode”.

Prateći Fridmanov kontekst hipoteze oporezuj-troši, kako objašnjava Jang (Young, 2009), evidentno je da ukoliko se kvantum raspoloživih sredstava prikupljenih oporezivanjem poveća (na primer usled rasta poreskih stopa ili uvođenjem novih oblika oporezivanja) sledstveno će se povećati i javna potrošnja. U tom smislu, u situaciji u kojoj je budžet u deficitu, mere konsolidacije oslonjene samo na rast poreza neće imati stabilizacione efekte. Dakle, ukoliko budžetski proces jedne ekonomije karakteriše ovaj vid uzročnosti, rešenje za problem deficita treba tražiti u promeni šire fiskalne strategije i to kako u domenu poreske politike (snižavanjem poreskog opterećenja, u kontekstu klasičnog “izgladneti zver” argumenta) tako i u segmentu racionalizacije politike javnih rashoda.

Ideje koje stoje u osnovi hipoteze oporezuj-troši našle su svoje mesto i u ekonomskoj praksi 80-ih godina prošlog veka. Zapravo, kako navodi Tempelman (Tempelman, 2006) snižavanje poreskih stopa u Sjedinjenim Američkim Državama za vreme administracije Ronalda Regana, tzv. reganomija (engl. *Reaganomics*), zasnivalo se na dva ključna ekonomska argumenta – ekonomiji ponude⁴ i konceptu “izgladneti zver” koji proizilazi iz hipoteze oporezuj-troši. Deklarativno, snižavanje poreskih stopa u okviru reganomije uvedeno je čuvenim Kemp-Rot zakonom iz 1981. godine (engl. *Kemp-Roth Economic Recovery Tax Act*) koji je *de facto* predstavljao implementaciju ideja ekonomije ponude⁵. Ipak, kako se u literaturi često navodi, nepobitno je da je Regan na umu imao i “izgladneti zver” hipotezu, čemu u prilog govore i njegovi često citirani govori:

“Uvek je bilo onih koji su govorili da se porezi ne mogu sniziti dok se ne redukuje javna potrošnja. Međutim, ako imate dete koje je ekstravagantno, možete mu objašnjavati da mora da redukuje potrošnju dok ne ostanete bez glasa. Ili mu jednostavno možete smanjiti džeparac i postići isti cilj neuporedivo brže.”

Ronald Regan (Ronald Reagan, 1980)⁶

U literaturi (npr. Tempelman, 2006) se često navodi da je u kontekstu političke ekonomije, Fridmanova verzija hipoteze “oporezuj-troši” kritikovana kako od strane predstavnika teorije javnog izbora tako i od strane fiskalnih pragmatista. Među prvom grupom, svakako je bitno izdvojiti stav Džejmisa Bjukenena (James Buchanan) koji naglašava da je u izbornim demokratijama prisutna imanentna tendencija fiskalnih vlasti da „pozajmljuju i troše“ pre nego da „oporezuju i troše“. Drugim rečima, Bjukenen naglašava da ukoliko kreatori ekonomske politike imaju na raspolaganju opciju zaduživanja, oni će uvek biti

⁴ Filozofija ekonomije ponude se, za razliku od kejnzijanske orijentacije na agregatnu tražnju, fokusira na analizu uticaja ekonomske (a u okviru nje ponovo primarno fiskalne) politike na drugu stranu ekonomskog sistema - agregatnu ponudu. Sama suština ove doktrine je jednostavna. Snižavanje poreskih stopa kreira blagotvoran ekonomski ambijent za nosioce ekonomskih aktivnosti (rad i kapital) što podstiče investicije, kreira nova radna mesta, utiče na rast produktivnosti i u konačnoj instanci efektira se u izrazu snažnog ekonomskog rasta, bez promena u nivou agregatne tražnje.

⁵ Jedan od glavnih aktera ekonomije ponude bio je i Artur Lafer, poznat po tzv. *Laferovoj krivi* koja oslikava jedan od esencijalnih principa koji stoji u osnovi ove makroekonomske teorije - inverzni odnos visine poreskih stopa i kvantuma prikupljenih poreskih prihoda.

⁶ citirano prema Jangu (Young, 2009).

motivisani da na javne rashode potroše više nego što bi bili voljni da urade ukoliko bi celokupnu javnu potrošnju morali da finansiraju isključivo oporezivanjem.

„Atraktivnost finansiranja potrošnje javnim zaduživanjem za političku elitu na vlasti je očigledna. Zaduživanje omogućava potrošnju koja donosi trenutne političke benefite bez izazivanja bilo kakvog neposrednog političkog troška.“

Džejms Bjukenen (James Buchanan, 1984)⁷

Imajući to na umu, Bjukenen i Vagner (Buchanan & Wagner, 1978) predlažu alternativnu formulaciju hipoteze oporezuj-troši koja se zasniva na *negativnoj* uzročnoj vezi koja ide u pravcu od javnih prihoda ka javnim rashodima. Pejn (Payne, 2003) naglašava da ovaj pravac polazi od činjenice da se javni rashodi mogu finansirati iz nekoliko izvora: direktno (oporezivanjem), zatim putem instrumenata javnog zaduživanja, ali i na indirektan način, obezvređivanjem nominalnih agregata usled inflacije ili kako se to ponekad u literaturi označava – “inflationim oporezivanjem”. U kontekstu političke ekonomije optimalna kombinacija pomenutih izvora finansiranja neizostavno zavisi od odnosa njihovih relativnih troškova, a pomenute odnose Bjukenen i Vagner (Buchanan & Wagner, 1978) veoma precizno definišu. Naime, u njihovom okviru poreski obveznici indirektan način finansiranja percipiraju kao jeftiniji u odnosu na direktan. U tom smislu, ukoliko se javna potrošnja finansira na druge načine koji isključuju rast poreskog opterećenja, rezultat može biti veći budžetski deficit usled fiskalne iluzije (engl. *fiscal illusion*), odnosno percepcije javnosti o neutemeljeno niskoj ceni javnih rashoda koja rezultira povećanom tražnjom za njima. Sa druge strane, javne rashode finansirane isključivo oporezivanjem javnost posmatra kao relativno skuplje u odnosu na alternative. Stoga, u ovoj varijanti hipoteze oporezuj-troši, posredstvom mehanizma fiskalne iluzije, rast poreza može da ima efekte na smanjivanje javnih rashoda (i sledstveno da deluje stabilizaciono na budžetski deficit). Razlog leži u činjenici da javnost, nakon direktnog suočavanja sa cenom javnih rashoda, nastoji da obeshrabri dalje takvo trošenje. Međutim, iluzija je u tome što su i u slučaju kada se javni rashodi finansiraju indirektno upravo poreski obveznici ti koji u krajnjoj instanci snose sve troškove državnog trošenja, i to kako u izrazu inflacije tako i kroz više kamatne stope i posledično istiskivanje privatnih investicija (engl. *crowding-out effect*).

Hipoteza troši-oporezuj (engl. *spend-tax hypothesis*) podrazumeva pozitivnu jednosmernu uzročnu vezu koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Dakle, u ovom slučaju prvo se donose odluke o javnoj potrošnji, a tek potom slede neophodne korekcije poreske politike. Imajući to na umu, Baro (Barro, 1979) u kontekstu propozicija Rikardove ekvivalencije⁸ zaključuje da će se svako povećanje javne potrošnje finansirano zaduživanjem u budućnosti neizostavno efektuirati većim poreskim nametima, isključujući

⁷ citirano prema Jangu (Young, 2009).

⁸ Rikardova ekvivalencija, poznata i kao Rikardo-Baro-ova teorema ili samo Rikardova teorema ekvivalencije (engl. *Ricardian equivalence theorem - RET*) je ekonomsko stanovište po kome način finansiranja javnih rashoda nije relevantan, budući da su ekonomski subjekti, prilikom svojih odluka, skloni da gledaju unapred odnosno da uvažavaju intertemporalno budžetsko ograničenje javnog sektora. Dakle, u slučaju rasta budžetskog deficita javnost anticipira veće poreze u budućnosti i u skladu sa tim smanjuje svoju tekuću potrošnju (odnosno povećava tekuću štednju). U tom smislu su finansiranje povećane državne potrošnje neposrednim povećanjem poreza i finansiranje javnim zaduživanjem kao vidom “odloženog oporezivanja” u dugom roku zapravo ekvivalenti.

na taj način u potpunosti mogućnost fiskalne iluzije. Stoga jedini način za konsolidaciju budžetskih deficita predstavlja strategija redukcije javnih rashoda. U literaturi se često navodi (npr. Payne, 2003, 2010, 2012) da postoji i alternativni pogled na hipotezu troši-oporezuj koji svoje izvorište nalazi u radu Pikoka i Vajzmena (Peacock & Wiseman, 1979). Naime, pomenuti autori upozoravaju da u scenariju postojanja jednosmerne uzročne veze koja ide od javnih rashoda ka javnim prihodima postoji realna opasnost da se eventualna privremena povećanja javne potrošnje (na primer u slučaju implementacije mera sa ciljem stimulisanja agregatne tražnje ili kao odgovor na različite krizne situacije) prenesu u permanentna povećanja poreza.

Dvosmerna uzročna veza između javnih prihoda i javnih rashoda ukazuje na hipotezu fiskalne sinhronizacije (engl. *fiscal synchronization*). U ovom scenariju se odluke o optimalnom nivou javne potrošnje i oporezivanja donose istovremeno i zavise od odnosa javnosti prema redistributivnoj ulozi države, kao i od funkcije tražnje za javnim dobrima i uslugama bazirane na komparaciji marginalnih koristi i troškova od istih. Pomenuti stav se u literaturi (npr. Afonso & Jalles, 2012) najčešće vezuje za klasičan pogled na javne finansije Ričarda Masgrejva (Richard Musgrave), a kome su kasnije, između ostalih, doprineli i autori Melcer i Ričard (Meltzer & Richard, 1981).

Konačno, ukoliko ne postoji uzročna veza između javnih prihoda i javnih rashoda reč je o hipotezi institucionalne separacije (engl. *institutional separation*). U ovom scenariju, na koji ukazuju Bagheštani i Mek Naun (Baghestani & McNow, 1994), odluke o javnoj potrošnji i oporezivanju se donose nezavisno jedne od drugih, što se delimično može objasniti razdvajanjem nadležnosti odgovarajućih institucija odnosno nezavisnošću zakonodavne i izvršne vlasti.

Na kraju, važno je napomenuti da se teorijsko-empirijska debata o karakteristikama prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa inicijalno bazirala na (implicitnoj) pretpostavci o simetričnom vidu fiskalnog prilagođavanja. Međutim, sa pionirskim radom Ivinga i saradnika (Ewing et. al, 2006) u literaturi počinje da se razvija veoma čvrsta teorijska osnova koja u ovom smislu sugerise potencijalno nelinearne efekte.

Koncept asimetričnog fiskalnog prilagođavanja baziran je na nekoliko argumenata (Ewing et. al, 2006) od kojih se najjači odnosi na činjenicu da kreatori ekonomske politike ponekad imaju sklonost da reaguju drugačije na devijacije od fiskalne ravnoteže koje idu u pravcu pogoršavanja od onih u pravcu poboljšavanja primarnog budžetskog salda, pri čemu su teorijski agresivnije i promptnije reakcije očekivane u slučaju deficitarnih pre nego suficitarnih tendencija. Nadalje, opšte je poznato da postoji veoma bliska veza između budžetskih kretanja i poslovnog ciklusa (automatski stabilizatori, diskrecione mere fiskalne politike) a prethodno je naročito naglašeno u situaciji u kojoj su u sistem javnih finansija implementirana konkretna numerička fiskalna pravila. Dodatno, postoje jake teorijske osnove koje naglašavaju činjenicu da su pojedini elementi poreskih prihoda veoma osetljivi na ciklična makroekonomska kretanja. Na primer, potrošni porezi ni u kom slučaju nisu indiferentni na pojedina unutrašnja ali i internacionalna dešavanja, uključujući tu i asimetrične varijacije kamatnih stopa i deviznog kursa. Takođe, porezi na dohodak i dobit su veoma senzitivni na eventualne šokove kako agregatne tražnje tako i na strani agregatne ponude. Stoga, u meri u kojoj je poslovni ciklus asimetričan, realno je pretpostaviti i izvesnu dozu asimetrije u fiskalnoj dinamici.

Imajući sve prethodno rečeno na umu, može se zaključiti da istraživanje postojanja a zatim i pravaca delovanja uzročne veze između javnih prihoda i javnih rashoda, uključujući tu i ispitivanje prisustva eventualnih nelinearnih efekata, pruža značajan uvid u dinamiku fiskalnog procesa jedne ekonomije. Naime, pomenuta analiza ukazuje na izvore fiskalnih neravnoteža u periodu istraživanja ali istovremeno i sugerise optimalne načine za buduće fiskalno prilagođavanje. Prateći navedeni kontekst, nedvosmisleno proizilazi da je ispitivanje relacija u okviru prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa od esencijalne važnosti prilikom proučavanja fiskalne održivosti. Zapravo, može se reći da je reč o svojevrsnom komplemetnu svake takve analize odnosno o specifičnom vidu nadogradnje saznanja proisteklih iz istraživanja fiskalne održivosti.

2.4. Funkcija fiskalne reakcije

Počevši od pionirskih radova Hamiltona i Flavina (Hamilton & Flavin, 1986), Hakio i Raša (Hakkio & Rush, 1991), Kvintosove (Quintos, 1995) i drugih⁹ ekonometrijsko modeliranje utemeljeno na konceptu intertemporalnog budžetskog ograničenja (IBC) obilno je korišćen postupak za ocenjivanje (stepena) održivosti fiskalne politike u ekonomijama širom sveta. Ipak, nedavno se radovima Heninga Bona (*Henning Bohn*) u literaturi postepeno izdiferencirao još jedan pravac za empirijsku proveru fiskalne održivosti. Naime, pomenuti autor insistira na činjenici da su analize bazirane isključivo na jednačinama koje modeliraju intertemporalno budžetsko ograničenje, iako matematički korektno formulisane, suštinski veoma limitirane budući da nisu u stanju da odbace hipotezu o održivosti.

Bon (Bohn, 2007) u radu naslovljenom „Da li su stacionarnost i kointegracija *zaista* neophodni za intertemporalno budžetsko ograničenje” izvodi dokaz za svoju tvrdnju da ukoliko je vremenska serija javnog duga integrisana reda m , za svako konačno $m \geq 0$, dug zadovoljava uslov transverzalnosti, odnosno javni dug, javni prihodi i javni rashodi zadovoljavaju intertemporalno budžetsko ograničenje. U tom smislu, Bon (Bohn, 2007) dalje navodi da svi raniji predlozi koji se u literaturi susreću kao načini za utvrđivanje eventualnog prisustva fiskalne održivosti predstavljaju zapravo samo specijalne slučajeve ove njegove tvrdnje. On ih naziva *ad hoc* uslovima transverzalnosti i posebno naglašava sledeće takve pristupe: stacionarnost serije javnog duga odnosno slučaj $D_t \sim I(0)$ (Hamilton & Flavin, 1986), zatim stacionarnost ukupnog deficita odnosno slučaj kada je javni dug vremenska serija prvog reda integrisanosti dok je njegova prva diferencija stacionarna $D_t \sim I(1)$ i $\Delta D_t \sim I(0)$ (Trehan & Walsh, 1998) i konačno stacionarnost primarnog deficita nakon prve diference odnosno slučaj kada je javni dug vremenska serija drugog reda integrisanosti, njegova prva diferencija integrisana prvog reda, a tek druga diferencija stacionarna $D_t \sim I(2)$ i $\Delta D_t \sim I(1)$ (Quintos, 1995). Nadograđujući se na poslednji od ova tri predloga, Bon (Bohn, 2007) zaključuje da ako se u duhu Kvintosove (Quintos, 1995) slučaj $D_t \sim I(2)$ nazove slabom održivošću, za razliku od jake održivosti koja bi važila u slučaju $D_t \sim I(1)$, onda bi odgovarajući naziv za održivost m - tog reda, $D_t \sim I(m)$ bio *apsurdno slaba održivost*.

⁹ Opširnije o drugim autorima koji su doprineli razvoju literature o fiskalnoj održivosti pogledati u okviru tačke 2.6. Održivost fiskalne politike – pregled empirijskih studija.

Nadalje, Bon (Bohn, 2007) takođe pokazuje da ni postojanje eventualne kointegracione veze između javnih prihoda i javnih rashoda nije neophodan uslov za zaključak o održivosti fiskalne politike. Zapravo kako objašnjavaju Lejm i saradnici (Lame et al., 2014) ako su javni prihodi predstavljeni vremenskom serijom koja je integrisana reda m_1 a javni rashodi vremenskom serijom inegrisanom reda m_2 , pri čemu ove dve serije međusobno nisu kointegrirane, tada je red integrisanosti serije javnog duga $m \leq \max(m_1, m_2) + 1$, što prema Bonovim uslovima objašnjenim ranije, zapravo osigurava zaključak da je uslov transverzalnosti očuvan odnosno da fiskalna održivost postoji (makar u apsurdno slaboj formi).

Konačno, kao dodatni važan nedostatak ranijih pristupa Bon apostrofira činjenicu da je održivost fiskalne politike, osim sa konceptom intertemporalnog budžetskog ograničenja, u bliskoj vezi i sa širim makroekonomskim kontekstom jedne ekonomije, što tradicionalne analize ne uzimaju u obzir. U tom smislu, za uslov transverzalnosti naročito je važna dinamika realnog ekonomskog rasta ali i odnos pomenutog rasta sa kamatnom stopom¹⁰. Na primer, situacija u kojoj dug raste po stopi većoj od kamatne je u sukobu sa uslovom transverzalnosti, ali čak i u takvom scenariju fiskalna politika ipak može biti održiva dokle god je stopa rasta duga niža od stope rasta ekonomije. Bon (Bohn, 1998, 2005) navodi da je ovo zapravo i bio slučaj u SAD-u posle Drugog svetskog rata, kada su u jednom dužem vremenskom periodu relativno niske kamatne stope i snažan ekonomski rast omogućavali politiku kontinuiranih primarnih deficita dok je nivo duga prema BDP-u bio relativno stabilan. Sa druge strane, moguć je i scenario u kome je stopa ekonomskog rasta niža od kamatne što svakako dovodi u pitanje dugoročnu fiskalnu održivost, uprkos tome što primarni budžetski saldo u datom momentu možda beleži pozitivan predznak, na primer usled uspešnog sprovođenja mera fiskalne konsolidacije. Ovo zapravo sugerise da kreatori ekonomske politike moraju biti naročito oprezni prilikom koncipiranja i implementacije mera za stabilizaciju i konsolidaciju javnih finansija u recesionim uslovima, imajući u vidu da snažna fiskalna restrikcija može generisati trenutni višak u budžetskoj kasi ali dugoročno može imati negativne efekte na dinamiku ekonomskog rasta, što se u daljem razvoju događaja ponovo može negativno efektuirati na stepen fiskalne održivosti (*circulus vitiosus!*). Imajući to na umu Mahdavi (Mahdavi, 2014) zaključuje da može da se desi da fiskalne putanje koje prođu testove održivosti u smislu tradicionalnih analiza, zapravo suštinski predstavljaju neodržive procese i *vice versa*.

Uvažavajući sve prethodno rečeno Bon (Bohn, 1998, 2005, 2007) zaključuje da uslovi koji se često testiraju u literaturi a koji se tiču univarijantnih karakteristika vremenskih serija javnog duga i (primarnog) budžetskog deficita, kao i oni koji se odnose na potencijalne kointegracione veze između serija javnih prihoda i javnih rashoda, zapravo predstavljaju *dovoljne uslove za fiskalnu održivost, ali ne i neophodne*. Dakle, prema Bonu, fiskalna održivost neosporno postoji u slučajevima nabrojanim ranije ali može da postoji i u nekim drugim slučajevima koji su u pomenutoj tradicionalnoj analizi održivosti *de facto* isključeni.

Kao vid povratka ekonomskoj logici prilikom razmatranja pitanja fiskalne održivosti pomenuti autor u seriji radova na ovu temu (Bohn, 1998, 2005, 2007) predlaže nešto fleksibilniji pristup koji se temelji na utvrđivanju veza na relaciji primarni budžetski saldo *versus* javni dug. Kao polaznu tačku ovog pristupa Bon (Bohn, 1998) navodi sledeću budžetsku jednačinu:

¹⁰ Videti jednačinu (7) u delu 2.1. Fundamenti fiskalne aritmetike.

$$D_{t+1} = (D_t - S_t) \cdot (1 + R_{t+1}) \quad (15)$$

koja nam govori da je javni dug sledećeg perioda (D_{t+1}) određen razlikom javnog duga ovog perioda (D_t) i primarnog budžetskog salda¹¹ (S_t) koja je zatim pomnožena bruto kamatnim faktorom, u oznaci ($1 + R_{t+1}$). Nadalje, Bon (Bohn, 1998) objašnjava da je u rastućoj ekonomiji jednačinu (15) intuitivno zabeležiti u formi u kojoj su predmetne varijable skalirane u odnosu na BDP, i to na sledeći način:

$$d_{t+1} = x_{t+1} \cdot [d_t - s_t] \quad (16)$$

gde je d_t odnos javnog duga (sa početka) peroda t i BDP-a ($d_t = D_t/Y_t$), s_t predstavlja udeo primarnog budžetskog salda u BDP-u ($s_t = S_t/Y_t$) i konačno $x_{t+1} = (1 + R_{t+1}) \cdot \frac{Y_t}{Y_{t+1}} \approx 1 + r_{t+1} - y_{t+1}$, pri čemu varijable r_{t+1} i y_{t+1} označavaju realnu kamatnu stopu i realnu stopu ekonomskog rasta, respektivno.

Imajući sve navedeno u vidu, Bon (Bohn, 1998) navodi da je ideja njegovog pristupa utemeljena upravo u traženju systemske veze između primarnog budžetskog salda u odnosu na BDP (varijabla s_t) i javnog duga sa početka¹² posmatranog perioda, a koji je takođe izražen u odnosu na BDP-a (varijabla d_t). Reč je dakle o *funkciji fiskalne reakcije*, formulisanom u sledećem obliku (Bohn, 1998):

$$s_t = \rho \cdot d_t + \alpha \cdot Z_t + e_t = \rho \cdot d_t + \mu_t \quad (17)$$

gde Z_t predstavlja set drugih determinanti primarnog budžetskog salda a e_t je slučajna greška.

U kontekstu napora za utvrđivanjem uslova za fiskalnu održivost, Bon (Bohn, 1998) zaključuje da je samo stabilna i striktno pozitivna povratna veza na relaciji javni dug – primarni budžetski saldo konzistentna sa uslovom transverzalnosti i konskeventno održivom fiskalnom putanjom. Posmatrajući jednačinu (17) prethodno se formalno matematički svodi na zahtev da je ocenjeni parametar ρ veći od nule. Intuitivno, sve navedeno svakako ima svoje uporište u ekonomskoj logici budući da zapravo podrazumeva da kreatori ekonomske politike preduzimaju potrebne korektivne akcije u slučaju suočavanja sa problemima deficita i duga, što dalje sprečava produbljivanje ovih neravnoteža odnosno vraća fiskalnu putanju na održivu trasu.

Kada je reč o varijabli μ_t koja je, kako sugerise jednačina (17), određena izrazom $\mu_t = \alpha \cdot Z_t + e_t$ bitno je naglasiti da je njena interpretacija umnogome opredeljena empirijski utvrdivim univarijantnim karakteristikama samih serija javnog duga i primarnog budžetskog salda. Naime, ukoliko se za pomenute varijable odgovarajućim ekonometrijskim testovima utvrdi da predstavljaju nestacionarne varijable, dok se za μ_t ispostavi da je stacionarno, veza između s_t i d_t se može interpretirati kao kointegraciona

¹¹ Logično, ukoliko je primarni budžetski saldo negativnog predznaka, u izrazu deficita, reč je zapravo o zbiru ove dve varijable.

¹² Jednačine (15) do (17) kao i prateća objašnjenja prikazana su prateći teoriju izloženu u originalnom Bonovom tekstu (Bohn, 1998). Ipak, važno je primetiti da Bon, izvodeći funkciju fiskalne reakcije, na ovom mestu koristi oznaku d_t za odnos javnog duga sa početka perioda t , koji zapravo odgovara vrednosti sa kraja prethodnog perioda, pa bi doslednija oznaka (npr. u jednačini 17) bila d_{t-1} (što je i uobičajeno u kasnijoj literaturi).

relacija bez potrebe eksplicitnog modelovanja varijable μ_t . Sa druge strane, ukoliko s_t i d_t nisu vremenske serije koje poseduju jedinični koren, onda bi eventualna regresija s_t i d_t koja ne uključuje druge determinante budžetskog salda nužno bila inkonzistentna odnosno njena ocena bi bila pristrasna zbog problema izostavljanja relevantnih varijabli (engl. *omitted variables bias*).

Kao baza za modelovanje varijable Z_t u literaturi se često uzima teorija ravnomernih poreza¹³ (engl. *tax smoothing theory*) uvedena čuvenim radom Roberta Baroa (Barro, 1979) a zatim nadograđena naporima Roberta Lukasa i Nensi Stojke (Lucas & Stokey, 1983). Prema pomenutoj teoriji modelovanje Z_t treba da uključuje jednu varijablu za privremenu državnu potrošnju i jednu za poslovni ciklus. Haskamp (Haskamp, 2014) objašnjava da je intuicija iza pomenutog sledeća. Kada je privremena javna potrošnja visoka ili kad je ekonomski rast negativan, na primer usled recesivnih trendova, tada kreatori ekonomske politike ne treba iznenada da pribegavaju rastu poreza kako bi obezbedili budžetsku ravnotežu budući da takva odluka može da ima dodatne distorzivne efekte na ekonomiju. U takvim uslovima, država može da dozvoli rast javnog duga, dokle god odlučno reaguje na taj dug kada nastupi faza ekonomske ekspanzije i nižih javnih rashoda.

Kada je reč o načinima na koje mogu da mere varijable koje određuju Z_t postoje različite mogućnosti. Sam Baro u svom kasnijem radu (Barro, 1986) konstruiše varijable koje određuju privremenu javnu potrošnju i poslovni ciklus, u oznakama GVAR i YVAR respektivno, a određuje ih na sledeći način. Varijablu GVAR definiše kao:

$$GVAR = (g_t - g_t^T) / y_t \quad (18)$$

gde g_t predstavlja realnu javnu potrošnju, g_t^T detrendovanu seriju javne potrošnje, a y_t realni ekonomski dohodak.

Kada je reč o cikličnoj varijabli YVAR, ona može biti određena kao:

$$YVAR = (1 - y_t / y_t^T) \cdot (g_t^T / y_t) \quad (19)$$

gde y_t^T predstavlja detrendovanu seriju realnog ekonomskog dohotka. Međutim, kako sam Baro primećuje (Barro, 1986) ukoliko pak kreatori ekonomske politike posmatraju nezaposlenost kao relevantnu varijablu poslovnog ciklusa tada se ciklična varijabla YVAR može odrediti na sledeći način:

$$YVAR^{UN} = \lambda (U_t - \bar{U}) \cdot (g_t^T / y_t) \quad (20)$$

gde U_t predstavlja nivo nezaposlenosti, \bar{U} je medijana serije nezaposlenosti tokom analiziranog perioda a parametar λ je tip koeficijenta poput onog iz Okunovog zakona, za koji je očekivano da se nalazi u intervalu [2, 3].

U literature se često navodi da je Bonov pristup održivosti umnogome superiorniji u odnosu na alternative. Mahdavi (Mahdavi, 2014) sumira pomenute prednosti na sledeći

¹³ Teorija i politika ravnomernih poreza zasniva se na ideji da je održavanje poreskih stopa na relativno stabilnom nivou u dugom roku daje bolje rezultate od čestih povećanja odnosno snižavanja stopa u kratkoročnim, sukcesivnim vremenskim intervalima, a sve u smislu minimiziranja ukupnih socijalnih troškova oporezivanja.

način. Pre svega, jednačina (17) za razliku od tradicionalnog pristupa ne zahteva nikakve pretpostavke o kamatnoj stopi¹⁴ niti o njenom odnosu sa stopom ekonomskog rasta. Zatim, Bonov test ne zahteva nikakvo znanje o upravljanju fiskalnom politikom ili politikom javnog duga budući da je isključivo usmeren na to da li je ishod pomenutih politika konzistentan sa održivošću ili ne. Nadalje, ovaj pristup je validan i u okruženju koje se karakteriše neizvesnošću ili averzijom na rizik. Konačno, Bonovi uslovi za održivost smatraju se su u izvesnom smislu „strožijim” od uslova analiza utemeljenih na univarijantnim karakteristikama vremenskih serija deficita i duga ili eventualnog prisustva kointegracije između javnih prihoda i rashoda.

Pristup zasnovan na ispitivanju funkcije fiskalne reakcije neosporno pruža veoma dragocene uvide u ponašanje fiskalnog entiteta suočenog sa problemima deficita i duga i u tom smislu se, kako navode Afonso i Raul (Afonso & Rault, 2015), u literaturi vremenom ustalio kao vid indirektnog način za utvrđivanje održivosti fiskalne politike. Takođe, vremenom je i na različite načine nadograđivan. Tako na primer Lejm i saradnici (Lame et al., 2014) kao okvir za ekonometrijsko modeliranje predlažu nešto drugačiji oblik funkcije fiskalne reakcije:

$$S_t/Y_{t-1} = \alpha + \beta (D_{t-1}/Y_{t-1}) + \mu_t \quad (21)$$

Različitost ovog pristupa u poređenju sa Bonovom varijantom funkcije fiskalne reakcije je u tome što varijabla D_t sada predstavlja dug na kraju perioda t (dok se kod Bona radi o javnom dugu na početku perioda t), kao i u tome što su varijable primarnog budžetskog balansa i javnog duga podeljene sa BDP-om iz prethodnog perioda ($t-1$).

Takođe, Danijel i Šiamptanis (Daniel & Shiamptanis, 2013) navode da je Bonova definicija održivosti u sukobu sa literaturom o fiskalnim ograničenjima¹⁵ (engl. *fiscal limits*), koja se u novije vreme ubrzano razvija i to prvenstveno oko radova Danijelove (Daniel, 2010), Lipera (Leeper, 2010), Kokrena (Cochrane, 2011), Daviga i saradnika (Davig et al., 2010, 2011), Daviga i Lipera (Davig & Leeper, 2011), Danijelove i Šiamptanisa (Daniel & Shiamptanis, 2012), itd.

U skladu sa pomenutim studijama autori Danijel i Šiamptanis (Daniel & Shiamptanis, 2013) apostrofiraju činjenicu da postoje određene granice u visini primarnog suficita koji se može ostvariti. Pomenute fiskalne granice delom su posledica Laferove krive odnosno uvažavanja činjenice da su porezi neizostavno distorzivni po ekonomsku aktivnost i da se ne mogu (smisleno) u nedogled povećavati, dok su drugim delom posledica politički uslovljenih faktora. Naime, reč je o tome da u svakoj ekonomiji političkom voljom opredeljen stepen iznad kojeg se ne želi ići u eventualnom dodatnom oporezivanju sa jedne strane, odnosno nivo ispod kojeg se ne pristaje na dalje smanjivanje javne potrošnje, sa druge. U prisustvu ovakvih fiskalnih ograničenja analize koje zadovoljavaju kriterijume intertemporalnog budžetskog ograničenja ali koje ne isključuju eksplozivne putanje javnog duga i deficita ne govore same po sebi u prilog ravnoteži i stabilnosti, budući da implicitno podrazumevaju da u budućnosti mora doći do povrede nekog od fiskalnih limita. Stoga, fiskalna stabilnost prema Danijelovoj i Šiamptanisu (Daniel & Shiamptanis, 2013) ide

¹⁴ Ovo je posebno značajno budući da kamatna stopa varira ne samo sa protokom vremena već u slučaju federativnog uređenja može da varira i po pojedinim savezima. To se takođe odnosi i na stopu ekonomskog rasta.

¹⁵ Liper (Leeper, 2010) definiše fiskalne granice kao tačke nakon kojih kreatori ekonomske politike više ne mogu da podižu poreze odnosno da snižavaju transfere.

dalje od tradicionalnih postavki i podrazumeva uspostavljanje razboritih fiskalnih pravila koja pored toga što treba da ispunjavaju stroge kriterijume intertemporalne održivosti takođe moraju u potpunosti da isključuju eksplozivne putanje fiskalnih agregata. U tom smislu, a u duhu predloga iznetih od strane Bona (Bohn, 2007), izvode se dva dodatna empirijski proveriva zahteva. Prvi se tiče činjenice da odgovor primarnog suficita na eventualni šok na strani javnog duga mora biti „srazmerno velik” dok se drugi odnosi na kointegraciju između varijabli primarnog budžetskog salda i javnog duga.

2.5. Monetarna *versus* fiskalna dominacija

Kako navodi i sam Bon (Bohn, 2007) predložena funkcija fiskalne reakcije predstavlja svojevrsan most koji spaja pitanje fiskalne održivosti sa jednim širim makroekonomskim konceptom – fiskalnom teorijom nivoa cena (engl. *Fiscal Theory of the Price Level*) koja svoje iskre pronalazi u radovima Simsa (Sims, 1994), Lipera (Leeper, 1991), Kokrena (Cochrane, 2001), i drugih.

Tradicionalna makroekonomska analiza bazira se na činjenici da kreatori fiskalne politike utvrđuju visinu primarnog budžetskog salda kako bi osigurali fiskalnu održivost za svaki nivo cena. Sa druge strane od monetarnih vlasti se očekuje da podese željeni nivo cena bez ikakvih pritisaka. Dakle, nivo cena je egzogeno određen na novčanom tržištu (na primer prateći kvantitativnu teoriju novca) za razliku od primarnog budžetskog salda koji se endogeno prilagođava kako bi osigurao važenje intertemporalnog budžetskog ograničenja. Pomenuti scenario se u literaturi označava kao Rikardijanski (engl. *Ricardian*) odnosno monetarno dominantan (engl. *monetary dominant*, u daljem tekstu: *MD*) režim.

Međutim, kako navode Baho-Rubio i saradnici (Bajo-Rubio et al., 2014), devedesetih godina prošlog veka javlja se novi pravac ekonomske misli, koji podrazumeva da su fiskalne vlasti u mogućnosti da podešavaju i takve nivoe budžetskog salda koji prate neki arbitraran proces, a koji nije nužno kompatibilan sa fiskalnom održivošću. U tom kontekstu, primarni budžetski saldo postaje egzogeno određen (na primer zarad ostvarivanja nekih političkih ciljeva) dok se sada nivo cena prilagođava endogeno u cilju očuvanja održivosti. Zapravo, kako primećuju Sardžent i Voles (Sargent & Wallace, 1981) jedino što monetarne vlasti mogu da kontrolišu u ovom slučaju je tajming inflacije. Pomenute propozicije su u literaturi označene kao fiskalna teorija nivoa cena, a režim koji je na njima zasnovan kao ne-Rikardijanski (engl. *non-Ricardian*) odnosno fiskalno dominantan (engl. *fiscal dominant*, u daljem tekstu: *FD*).

Na ovom mestu je važno naglasiti da u ravnotežnom stanju fiskalna održivost može da postoji kako u monetarno dominantnom tako i u fiskalno dominantnom režimu. Razlika je i tome kako je ta održivost postignuta. Vraćajući se na kontekst funkcije fiskalne reakcije (10), u monetarno dominantnom režimu primarni budžetski saldo (varijabla s) bi bila podešena tako da omogući održivost javnog duga (varijabla d), *nezavisno* od nivoa cena. Sa druge strane, u fiskalno dominantnom režimu primarni budžetski saldo je od strane kreatora ekonomske politike određen egzogeno, nezavisno od visine javnog duga, i u ovom slučaju cene su te koje (moraju da) se prilagođavaju kako bi se ostvarila intertemporalna održivost budžeta.

Pitanje da li su cene određene fiskalnim ili monetarnim fenomenima tj. da li se u nekoj konkretnoj ekonomiji radi o monetarno ili fiskalno dominantnom režimu teorijski opredeljuje uloga koju igraju monetarna i fiskalna vlast odnosno činjenica koja od te dve vlasti reaguje prva. Zapravo, kako objašnjavaju Komulajnen i Pirttila (Komulainen & Pirttila, 2000) postoje dva ravnotežna uslova koja su kritična za određivanje nivoa cena. Prvi je oličan u klasičnoj kvantitativnoj teoriji novca:

$$M_t V = P_t Y \quad (22)$$

gde je M_t nominalna ponuda novca u periodu t , Y je oznaka za dohodak (BDP), V za brzinu opticaja novca a P_t za nivo cena u periodu t . Drugi uslov, prema istim autorima (Komulainen & Pirttila, 2000) je:

$$W_t/P_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} (s_j + \tau_j) \quad (23)$$

gde W_t predstavlja državne obaveze, odnosno $W_t = B_t + M_t$ gde je B_t stok neto kamatnih obaveza javnog sektora a M_t je i dalje oznaka za nominalnu ponudu novca u periodu t , β označava diskontni faktor a zbir $s_j + \tau_j$ predstavlja očekivani primarni balans koji uključuje primarni saldo budžeta (s_j) kao i transfere od strane centralne banke, u izrazu senjoraža (τ_j).

Prva jednačina (22) je dakle funkcija tražnje za novcem dok je druga jednačina (23) izraz sadašnje vrednost budžetskog ograničenja. Ekvilibrijum zahteva da obe ove jednačine važe a budući da je reč o dve jednačine sa jednom nepoznatom (P_t) od pomenutog sistema jednačina moguće je izvesti sledeći ravnotežni uslov:

$$M_t V/Y = (B_t + M_t) / E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} (s_j + \tau_j) \quad (24)$$

Kreatori ekonomske politike svojim odlukama utiču na formiranje javnog duga, primarnog budžetskog salda i ponude novca (B_t, s_j, M_t). Konsekventno, fiskalna (B_t, s_j) i monetarna (M_t) politika moraju biti koordinisane u određivanju nivoa cena. Ali, kako naglašavaju Komulajnen i Pirttila (Komulainen & Pirttila, 2000) moguća su dva specijalna slučaja takve koordinacije. U prvom kreatori fiskalne politike reaguju prvi i nezavisno određuju nivo duga i deficita (B_t, s_j) i tada se nivo cena određuje iz jednačine koja se odnosi na sadašnju vrednost budžetskog ograničenja (jednačina 13), a monetarne varijable se prilagođavaju takvom, fiskalno determinisanom nivou cena. Sa druge strane, ako monetarne vlasti reaguju prve i odrede varijablu monetarne politike (M_t) nezavisno, tada kreatorima fiskalne politike ostaje jedino da nivo primarnog budžetskog salda usklade sa nivoom cena koji proizilazi iz jednačine (22). Razume se, u prvom slučaju reč je o fiskalno dominantnom režimu, dok je u drugom reč o monetarnoj dominaciji.

Kako navode Baho-Rubio i saradnici (Bajo-Rubio et al., 2014) u teoriji igara rešenje za neksus monetarne *versus* fiskalne dominacije bi bilo dato modelom "lider - pratilac", međutim u ekonomskoj praksi to je čisto empirijsko pitanje, centrirano oko dva potencijalna pravca za ekonometrijsku proveru (Bajo-Rubio et al., 2014):

- Prvi pristup, tzv. pravac koji je usmeren unazad (engl. *backward-looking approach*) bazira se na argumentu da u Rikardijanskom (MD) režimu rast nivoa duga u prethodnom periodu rezultira rastom primarnog suficita u aktuelnom periodu

odnosno $\Delta d_{t-1} \rightarrow \Delta s_t$. Ovaj pristup detaljno je obrazložio na primer Bon (Bohn, 1998).

- Drugi pristup, u literaturi označen kao pravac koji je usmeren unapred (engl. *forward-looking approach*) podrazumeva da u Rikardijanskom režimu rast primarnog suficita danas implicira pad budućeg nivoa javnog duga odnosno $\Delta s_t \rightarrow \Delta d_{t+1}$. Ovaj pristup slede npr. Kanconeri i saradnici (Canzoneri et al., 2001)¹⁶.

Prvi od pomenuta dva pravca zapravo se bazira na Bonovoj funkciji fiskalne reakcije (Bohn, 1998) i u kontekstu jednačine (17) pozitivan parametar ispred varijable javnog duga ($\rho > 0$) osim što, kako je ranije obrazloženo, implicira fiskalnu održivost u smislu Bona, dodatno ukazuje i da tokom posmatranog perioda preovlađuje monetarno dominantan režim. Sa druge strane, ocena $\rho < 0$ predstavlja indikator fiskalne dominacije. Međutim, problem sa ovakvim pristupom je što se u potonjem slučaju nedvosmisleno radi o dokazima koji idu u prilog FD režimu dok se u scenariju pozitivno ocenjenog parametra ρ ipak ne može striktno tvrditi da odgovara *samo* MD režimu. Razlog leži u tome što nepristrasna ocena $\rho > 0$ pod određenim uslovima može da ukazuje i na fiskalno dominantan režim. Zapravo, kako objašnjavaju Baho-Rubio i saradnici (Bajo-Rubio et al., 2014) u MD režimu rast duga u periodu t vodi većem primarnom suficitu *ex-post* $\Delta d_t \rightarrow \Delta s_{t+1}$ odnosno važi $\rho > 0$. Međutim, u FD režimu, pad očekivanog budućeg budžetskog deficita vodi padu tekućeg nivoa duga kroz rast cena, odnosno $\Delta E_t s_{t+1} \rightarrow \Delta d_t$ što takođe implicira $\rho > 0$.

Uzimajući sve navedeno u obzir, prilikom empirijske verifikacije pomenutog nekusa celishodno je kointegraciono modeliranje funkcije fiskalne reakcije i ocenu njenih parametara dopuniti i analizom uzročnosti između primarnog budžetskog salda i javnog duga, koja će dodatno rasvetliti pomenuto pitanje, odnosno pružiti robustnije zaključke o eventualnoj monetarnoj *versus* fiskalnoj dominaciji, što i jeste pristup koji će biti sleđen u okviru ove disertacije.

2.6. Održivost fiskalne politike - pregled empirijskih studija

Modeliranje fiskalnih varijabli ekonometrijskim metodama, i to kako onima koje se fokusiraju na univarijantne karakteristike vremenskih serija javnog duga ili (primarnog) budžetskog salda tako i onima koje ispituju kointegraciju između javnih prihoda i rashoda, veoma su često korišćene u empirijskim studijama koje imaju za cilj utvrđivanje održivosti fiskalne politike. U novije vreme, pomenutim pravcima pridružuje se i sve obimnija literatura koncentrisana oko ocenjivanja funkcije fiskalne reakcije i ispitivanja održivosti u smislu Bona (Bohn, 2007).

Studije koje se bave tzv. tradicionalnim pristupom fiskalnoj održivosti, centriranom oko uslova transverzalnosti izvedenog iz intertemporalnog budžetskog ograničenja, počinju sa pionirskim radovima autora Hamiltona i Flavina (Hamilton & Flavin, 1986), Hakkio i Raša (Hakkio & Rush, 1991) kao i Kvintosove (Quintos, 1995). Sve pomenute studije baziraju svoje empirijsko istraživanje na teorijskom modelu intertemporalnog budžetskog

¹⁶ Opširnije o pravcima empirijske provere dominantnosti fiskalne odnosno monetarne politike pogledati npr. u radovima Baho-Rubia i saradnika (Bajo-Rubio et al., 2009, 2014).

ograničenja, iako se ekonometrijski pristupi u izvesnom smislu razlikuju. Naime, Hamilton i Flavin (Hamilton & Flavin, 1986) se fokusiraju na utvrđivanje reda integrisanosti vremenskih serija budžetskog deficita i javnog duga (pri čemu stacionarnost u nivou pomenutih varijabli upućuje na održivost i *vice versa*) dok Hakio i Raš (Hakkio & Rush, 1991) predlažu princip zasnovan na ispitivanju kointegracionih veza između javnih prihoda i rashoda. Kvintosova (Quintos, 1995) iznosi svojevrstu nadogradnja studije Hakia i Raša (Hakkio & Rush, 1991) u kontekstu uvođenja koncepta slabe održivosti fiskalne politike.

Oba navedena pristupa obilno su korišćena u potonjim empirijskim radovima i to naročito na primerima razvijenih ekonomija. Tako na primer, Bravo i Silvestre (Bravo & Silvestre, 2002) istražuju održivost fiskalne politike na primeru jedanaest evropskih zemalja i ukazuju na potencijalno održive fiskalne putanje za slučajeve Austrije, Francuske, Nemačke, Holandije i Velike Britanije ali ne i Belgije, Danske, Irske, Portugalije, Italije i Finske u periodu od 1960-2000. Za gotovo identičan period autor Hatemi-J (Hatemi-J, 2002) pronalazi dokaze koji govore u prilog poštovanju intertemporalnog budžetskog ograničenja u slučaju Švedske. Afonso (Afonso, 2005) analizira predmetnu problematiku na primeru EU-15 ekonomija i upozorava na odsustvo održivosti fiskalne politike u najvećem broju zemalja navodeći Nemačku, Holandiju, Finsku, Austriju i Veliku Britaniju kao potencijalne izuzetke. Ipak, i u slučajevima pomenutih (mogućih) izuzetaka radi se samo o slaboj formi održivosti, u smislu Kvintosove (Quintos, 1995).

Za nešto duži vremenski period (1850-2000) Baho-Rubio i saradnici (Bajo-Rubio et al., 2010) ekonometrijski potkrepljuju zaključak o fiskalnoj održivosti u Španiji. Afonso i Žales (Afonso & Jalles, 2012) preispituju pitanje održivosti EU ekonomija ovaj put uključujući u analizu i neke neevropske zemlje (Australiju, Kanadu, Japan i SAD) i ponovo naglašavaju da preovlađujući empirijski dokazi govore u prilog neodrživosti. Zanimljivo, Trahanas i Katrakilidis (Trachanas & Katrakilidis, 2013) ukazuju na slabu održivost fiskalne politike i u slučajevima Italije, Grčke i Španije koje su se nakon otpočinjanja Velike recesije suočile sa značajnim fiskalnim neravnotežama. Takođe, empirijski dokazi za sve tri ekonomije govore u prilog rashodno vođenom fiskalnom režimu (hipoteza troši-oporezuj).

Iako je pitanje održivosti fiskalne politike od vitalnog značaja i za manje razvijene, pa čak i emergentne i tranzicione ekonomije, donekle paradoksalno, empirijske studije za ove grupe zemalja predstavljaju pravu retkost u literaturi. Izuzetak su, na primer radovi autora Gatak i Sančez-Fanga (Ghatak & Sanchez-Fung, 2007), Lusinijana i Torntona (Lusinyan & Thornton, 2009), Troncana (Tronzano, 2013) kao i Baharumšaha i Laua (Baharumshah & Lau, 2007).

Gatak i Sančez-Fang (Ghatak & Sanchez-Fung, 2007) predmetnu problematiku analiziraju na primeru pet zemalja u razvoju iz Afrike, Azije i Latinske Amerike (Peru, Filipin, Južna Afrika, Tajland i Venecuela) i ukazuju na odsustvo održivosti fiskalne politike u svim posmatranim slučajevima. Sa druge strane, Lusinijan i Tornton (Lusinyan & Thornton, 2009) navode empirijske dokaze koji idu u prilog slaboj održivosti fiskalne politike u slučaju Južne Afrike dok Troncana (Tronzano, 2013) dolazi do istog zaključka za Indiju. Baharumšah i Lau (Baharumshah & Lau, 2007) ispituju održivost fiskalne politike u emergentnim ekonomijama Istočne Azije i pronalaze dokaze koji govore u prilog čvrstoj održivosti fiskalne politike u slučajevima Tajlanda i Južne Koreje odnosno slaboj formi održivosti u Malaziji i Filipinima.

Takođe, veliki deo fiskalne literature fokusira se (samostalno ili u kombinaciji sa kointegracionom analizom) i na pitanje kauzalnih veza između javnih prihoda i javnih rashoda. Relativno novija istraživanja predmetnih konsideracija uključuju (ali ni u kom slučaju nisu ograničena na) studije autora Pejna i saradnika (Payne et al., 2002), Grina i saradnika (Green et al., 2002), Baharumšaha i Laua (Baharumshah & Lau, 2007), Konukcu-Onal i Tosuna (Konukcu-Onal & Tosun, 2008), Dalena i Magacina (Dalena & Magazzino, 2012), Trahanas i Katrakilidisa (Trachanas & Katrakilidis, 2013), itd.

U kontekstu analize fiskalne održivosti u evropskim emergentnim ekonomijama ističe se nekoliko studija. Grin i saradnici (Green et al., 2002) navode empirijske dokaze koji govore u prilog čvrstoj održivosti fiskalne politike u Poljskoj, uz rashodno vođeni fiskalni režim (hipoteza troši-oporezuj). Pejn i saradnici (Payne et al., 2008) pronalaze slabu održivost fiskalne politike u Turskoj uz prihodno vođeni fiskalni režim, što je u skladu sa ranijim radom Darata (Darrat, 1998). Takođe, isti autori ali u drugom radu (Payne et al., 2002) razmatraju i prihodno-rashodni kauzalni neksus u Hrvatskoj i pokazuju da u ovoj ekonomiji prevlađuju dokazi dominacije javnih prihoda nad rashodima (hipoteza oporezuj-troši). Sa druge strane, rezultati do kojih su došli Tivari i Mutascu (Tiwari & Mutascu, 2016) na primeru Rumunije govore u prilog hipotezi troši-oporezuj uz prisustvo asimetričnog prilagođavanja ka dugoročnoj ravnoteži. Naime, kako pomenuti autori navode prilagođavanja je brže u slučaju pogoršavanja budžetskog salda nego u slučaju poboljšavanja istog.

Kao što je već naglašeno, modeliranje funkcije fiskalne reakcije počinje sa serijom Bonovih radova (Bohn, 1998, 2005, 2007) i vremenom se u literaturi ustaljuje kao vid indirektnog ocenjivanja održivosti fiskalne politike. Bon (Bohn, 2007) navodi da je bilo koji pozitivan odgovor primarnog budžetskog salda na eventualni rast javnog duga dovoljan u smislu signaliziranja održivosti, međutim, kako i sam objašnjava, u njegovom modelu intertemporalno budžetsko ograničenje ne poznaje kategoriju fiskalnih limita. Kada se oni ipak uzmu u obzir, kao što je to izloženo u radu Danijelove i Šiamptanisa (Daniel & Shiamptanis, 2013) kriterijumi postaju strožiji, i sada pomenuti odgovor varijable primarnog balansa mora biti ne samo statistički signifikantan već i relativno snažan. Konačno, ispitivanje eventualnih kointegracionih svojstava između javnog duga i primarnog budžetskog salda, a u skladu sa fiskalnom teorijom nivoa cena, često se nadograđuje testovima kauzalnosti između pomenute dve varijable i na taj način se uporedo sa analizom održivosti koriste i za ocenu odlika ekonomskog režima *per se* (u smislu aktivan *versus* pasivan; Rikardijanski *versus* ne-Rikardijanski odnosno monetarno *versus* fiskalno dominantan).

Pristup zasnovan na Bonovoj funkciji fiskalne reakcije praćen je u brojnim potonjim radovima. Tako na primer, Mahdavi (Mahdavi, 2014) na primeru 48 saveznih američkih država ukazuje na postojanje statistički signifikantne funkcije fiskalne reakcije, koja je robustna na različite specifikacije polaznog modela. Isti autor dalje navodi da dodatna analiza fiskalne dinamike pomenutih država ukazuje da je prilagođavanje komponente primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog duga asimetrično, kao i da u tom procesu prihodna strana nosi veće breme od rashodne.

U evropskom kontekstu Afonso (Afonso, 2008) naglašava da zemlje EU-15 imaju tendenciju da uvećavaju primarni suficit u uslovima rasta javnog zaduženja, što njihove fiskalne politike čini održivim. Baho-Rubio i saradnici (Bajo-Rubio et al., 2009) ispituju attribute funkcije fiskalne reakcije u zemljama Evropske monetarne unije (Belgiji,

Nemačkoj, Grčkoj, Španiji, Francuskoj, Irskoj, Italiji, Holandiji, Austriji, Portugaliji i Finskoj) i zaključuju da su Bonovi uslovi statistički signifikantnog pozitivnog odziva primarnog budžetskog salda na rast javnog duga ispunjeni u svim zemljama osim Finske, gde je ocena pomenutog parametra negativna ali nije statistički signifikantna. Dodatno, osim u Finskoj gde empirijski dokazi govore u prilog režimu fiskalne dominacije, za sve ostale ekonomije EMU karakterističan je Rikardijanski režim monterne dominacije. Takođe, isti autori se u drugom radu (Bajo-Rubio et al., 2014) fokusiraju na ispitivanje fiskalne održivosti u izolovanom slučaju Španije ali tokom značajno dužeg perioda (1850-2000. godine). Rezultati takvog istraživanja takođe govore u prilog održivosti u smislu Bona, ali ovaj put fiskalni režim je u slučaju Španije okarakterisan kao ne-Rikardijanski odnosno fiskalno dominantan. Slično tome, i Haškamp (Haskamp, 2014) pronalazi da je španska fiskalna politika u periodu od 1965-2010. godine zaista reagovala na povećanje javnog duga rastom primarnih suficita, što je u skladu sa teorijskim postavkama modela funkcije fiskalne reakcije čini održivom.

U kontekstu emergentnih evropskih ekonomija koje su predmet istraživanja u ovoj disertaciji ističu se radovi autorki Stojan i Kampenee (Stoian & Campeanu, 2010), kao i Trenovskog i Taševske (Trenovski & Tashevska, 2015). Na primeru zemalja centralne i istočne Evrope Stojan i Kampaneu (Stoian & Campeanu 2010) analiziraju način na koji primarni budžetski saldo reaguje na promene u nivou javnog duga u kratkom roku, a sve u cilju donošenja zaključaka o fiskalnoj održivosti u dugom roku. Uzimajući u obzir različit nivo integrisanosti varijabli korišćenih u istraživanju pomenuti autori koriste modifikovane forme funkcije fiskalne reakcije. Rezultati govore u prilog adekvatnom odgovoru fiskalne politike (rastu primarnog suficita u situaciji rasta javnog zaduženja) u slučajevima Bugarske, Češke, Estonije, Mađarske i Litvanije. Sa druge strane, u Letoniji, Poljskoj, Rumuniji i Slovačkoj empirijski dokazi ukazuju na neadekvatne kratkoročne reakcije primarnog budžetskog salda što nadalje dovodi u pitanje dugoročnu fiskalnu održivost u ovim ekonomijama. Takođe, Trenovski i Taševska (Trenovski & Tashevska, 2015) ispituju postojanje monetarne *versus* fiskalne dominacije u Makedoniji - maloj otvorenoj ekonomiji sa fiksnim deviznim kursom. Rezultati pokazuju da je ciklično prilagođeni budžetski saldo centralne države ne reaguje značajno na promene u nivou javnog duga, što navodi na zaključak da je u analiziranom periodu (2000-2011. godine) u Makedoniji malo pažnje posvećeno formulisanju diskrecione fiskalne politike koja bi bila u skladu sa trendovima rastućeg zaduženja države. Isti autori (Trenovski & Tashevska, 2015) takođe naglašavaju da dominacija fiskalne nad monetarnom politikom može dovesti u pitanje brzinu i efikasnost ostvarivanja monetarnih ciljeva.

Konačno, u literaturi se mogu sresti i radovi koji na izvestan način povezuju ekonometrijsko modeliranje održivosti fiskalne politike sa fiskalnom praksom u pojedinim ekonomijama, ispitujući na taj način da li su formalno razvijeni modeli za testiranje održivosti konzistentni sa praktičnim odnosno iskustvenim aspektima vođenja fiskalne politike. U tom smislu, na primer, Lejm i saradnici (Lame et al., 2014) analiziraju održivost fiskalne politike u Grčkoj¹⁷ i Francuskoj i zaključuju da rezultati testova održivosti ne oslikavaju realnu fiskalnu sliku ove dve zemlje. Naime, empirijski dokazi pomenutih autora govore u prilog postojanju signifikantne funkcije fiskalne reakcije u Grčkoj tokom perioda 1978-2007. godine što je u velikoj meri posledica fiskalnih trendova kasnih 1990-ih godina kada je ova zemlja beležila zavidne nivoe primarnih suficita. Ipak,

¹⁷ Grčka je u poslednjih nekoliko godina privukla izrazitu pažnju autora koji analiziraju fiskalnu održivost a zatim rezultate formalnih testova poredi sa iskustvenim aspektima. Pogledati npr. i rad autora Rihtera i Paparasa (Richter & Papparas, 2013).

ne može se prenebregnuti činjenica da ocenjena funkcija fiskalne reakcije za prethodni tridesetogodišnji period nije u skladu sa post-kriznim iskustvenim aspektima koji su u nekoliko navrata ukazivali da se Grčka nalazi na samoj ivici fiskalne insolventnosti. Sa druge strane, isti autori (Lame, et. al., 2014) naglašavaju da u slučaju Francuske ne postoje empirijske indicije o postojanju signifikantne funkcije fiskalne reakcije u analiziranom periodu, što ponovo nije u skladu sa iskustvenim izgledima za ovu zemlju. Naime, istina jeste da je Francuska krajem posmatranog perioda (1978-2007.) akumulirala značajan nivo javnog duga. Međutim, to nije umanjilo poverenje u održivost francuskih fiskalnih finansija, odnosno investitori su uprkos rastu javnog zaduženja nastavili da kupuju francuske državne obveznice, po kamatama koje su ostale na izrazito niskom nivou. Uzimajući u obzir sve navedeno, Lejm i saradnici (Lame et. al., 2014) zaključuju da funkcije fiskalne reakcije mogu značajno da se menjaju u skladu sa izmenama (širih) makroekonomskih okolnosti, kao i da za održivost javnih finansija određene zemlje mogu biti presudni neki drugi faktori, na primer kvalitet i snaga fiskalnih institucija.

3. Fiskalna konsolidacija – konceptualni okvir

Najopštije definisano, fiskalna konsolidacija je politika usmerena na redukciju budžetskih deficita i javnog duga. Nešto konkretnije, može se reći da je to zapravo manevar fiskalne politike oličan u poznatim restriktivnim merama - snižavanju javnih rashoda i rastu poreza, simultano ili alternativno. Za potrebe empirijskih istraživanja fiskalna konsolidacija se definiše još preciznije. U tom smislu, najčešće se periodom fiskalnog prilagođavanja smatra onaj u kome je napredak u pogledu budžetskog salda u određenom vremenskom periodu dovoljno velik (*kriterijum veličine*) ili onaj u kome je period kontinuiranog poboljšanje budžetskog salda dovoljno dug (*kriterijum istrajnosti*).

Među autorima koji proučavaju ovu oblast ne postoji konsenzus u pogledu toga koji je od navedena dva kriterijuma relevantniji, odnosno koji bolje oslikava prirodu fenomena fiskalne konsolidacije. Ipak, neosporna je činjenica da broj epizoda fiskalne konsolidacije koji će biti identifikovan iz određene vremenske serije podataka u velikoj meri zavisi od kriterijuma prema kome se one definišu. Na primer, jedna studija Evropske Komisije (Giudice et al., 2003) je koristeći uzorak od 14 zemalja članica EU za period 1970-2002. godine identifikovala 49 epizoda fiskalne konsolidacije prema kriterijumu veličine, odnosno prema kriterijumu istrajnosti znatno više, čak 74. Pomenuta studija ide i korak dalje i izračunava indeks korelacije između fiskalnih konsolidacija „po veličini” i fiskalnih konsolidacija „po istrajnosti” i zaključuje da je njegova vrednost pozitivna ali veoma niska (0,33).

Prelazeći na kratko sa teorijskih razmatranja na teren ekonomske istorije, bitno je istaći da ovo nije prvi put da se svet suočava sa izazovima konsolidacije javnih finansija. Potreba za fiskalnom konsolidacijom javljala se nekoliko puta tokom prethodnog veka a dve naročito upečatljive epizode bile su one nakon Prvog i Drugog svetskog rata. Kako navodi Alesina (Alesina, 2010) u prvom slučaju visoka inflacija (ponegde čak i hiperinflacija) u velikoj meri je obezvređila dugove vodeći stabilizaciji javnih finansija bez nepopularnih mera fiskalne štednje. Razume se, trošak ovakvog prilagođavanja ogledao se u negativnim efektima inflacije na blagostanje ostalih subjekata tadašnjeg ekonomskog života. Iskustvo nakon Drugog svetskog rata bilo je manje dramatično. Nivo duga prema BDP-u, u ovom slučaju, vratio se u bezbednu zonu zahvaljujući brzom i stabilnom ekonomskom rastu.

Ipak, iskustva i pouke koje se mogu izvući iz navedena dva istorijska primera velikih fiskalnih konsolidacija nisu danas od velike pomoći. U eri oporavka nakon Velike recesije ekonomski rast je još uvek nedovoljno snažan, naročito u emergentnim ekonomijama dok, sa druge strane, strategija inflatornog obezvređivanja duga ni u kom slučaju ne predstavlja konsolidacionu opciju budući da se sada sasvim pouzdano zna da troškovi takvog prilagođavanja u velikoj meri nadmašuju koristi. Dakle, povratak na trasu fiskalne održivosti i izbegavanje insolventnosti i svih pratećih nepoželjnih efekata nije moguće ostvariti bez preduzimanja konkretnih, kredibilnih i obuhvatnih mera diskrecione fiskalne politike. Ipak, stiče se utisak da su one u određenom broju zemalja, među kojima je svakako i Srbija, nepotrebno dugo odlagane. Sa svakim odlaganjem targetirani problem poprimao je sve veće razmere, a konsekventno rastao je i opseg i veličina mera koje su u krajnjoj instanci bile potrebne za njegovo rešavanje. Takođe, što se duže odlažu, procesi prilagođavanja postaju sve bolniji, nose mnogo više društvene troškove i podrazumevaju daleko veće žrtve, često i do same granice socijalne izdržljivosti.

3.1. Operacionalizacija fiskalnog prilagođavanja

Jednom kada je doneta odluka da se pokrene program fiskalnog prilagođavanja, svaka grupa mera koja ima za cilj redukciju budžetskog deficita i stabilizaciju sistema javnih finansija može biti označena kao fiskalna konsolidacija. Kada je reč o fiskalnim instrumentima koji će biti nosioci programa konsolidacije, teorija (npr. Mulas-Granados, 2006) je identifikovala pet mogućih strategija koje su na raspolaganju kreatorima fiskalne politike:

- povećavanje prihodne strane budžeta više nego rashodne,
- povećavanje prihodne strane budžeta uz zamrzavanje javnih rashoda,
- povećavanje prihodne strane budžeta uz redukciju javnih rashoda,
- zamrzavanje prihodne strane budžeta uz redukciju javnih rashoda i
- redukciju prihodne strane budžeta u manjem stepenu u odnosu na redukciju javnih rashoda.

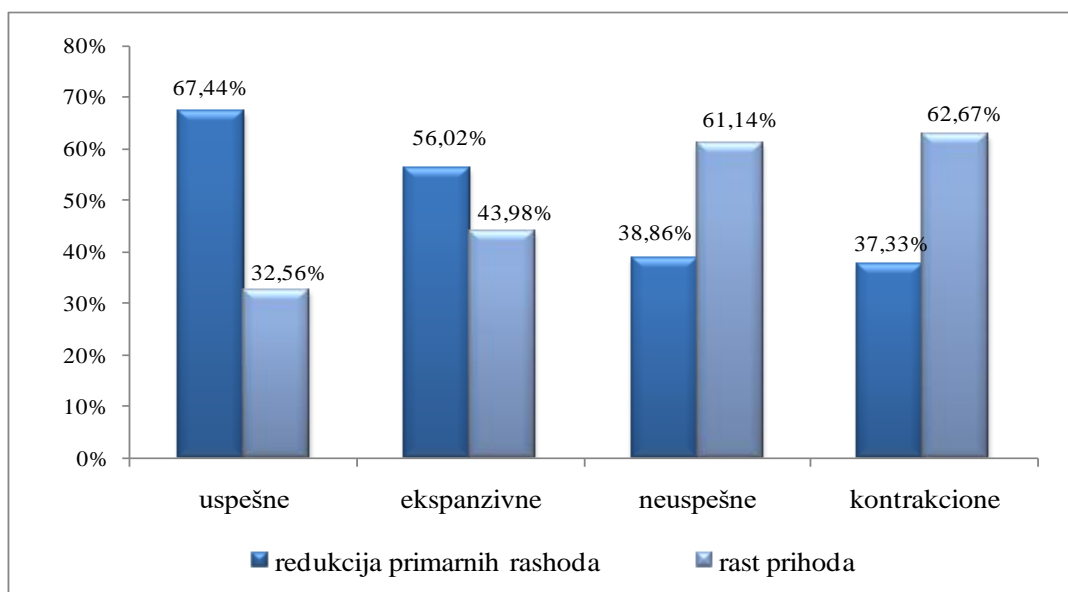
Suštinski, konsolidacije koje se zasnivaju na prve dve strategije mogu biti označene kao prihodno orijentisane (engl. *revenue-based*) dok se poslednje dve mogućnosti mogu interpretirati kao rashodno orijentisane (engl. *expenditure-based*) konsolidacije. Treća varijanta predstavlja sredinu između pomenuta dva slučaja i označava se kao mešovita strategija (engl. *mixed strategy*).

Dakle, konceptualno fiskalna konsolidacija podrazumeva mere na rashodnoj strani budžeta i/ili mere poreske politike. Međutim, veliki konsolidacioni programi najčešće zahtevaju prilagođavanja i jedne i druge vrste. Ipak, u ekonomskoj literaturi se postepeno izdiferencirao stav da su mere na rashodnoj strani budžeta (rezovi javne potrošnje) superiornije sredstvo u odnosu na alternativu (povećavanje poreza), a posebno u slučajevima kada je reč o redukciji javne potrošnje transfernog tipa (npr. u kontekstu subvencija, donacija, dotacija i sl.) kao i o umanjenju zarada u javnom sektoru. Jedan naročito snažan argument u prilog stavu o superiornosti rezova javne potrošnje je u tome što su oni imaju tendenciju da budu praćeni povećavanjem efikasnosti javnog sektora dok se rast poreza najčešće interpretira kao signal nedovoljne rešenosti kreatora

ekonomske politike da se preduzmu bilo kakve strukturne reforme (Barrios et al., 2010). Ovaj stav potvrđen je brojnim empirijskim istraživanjima zasnovanim na epizodama fiskalne konsolidacije tokom ekonomske istorije (npr. Giudice et al. (2003), Alesina & Ardagna (2009), Baldacci et al. (2010), itd).

Prema rezultatima do kojih su došli Alesina i Ardagna (Alesina & Ardagna, 2009) u okviru grupe zemalja članica OECD-a, u periodu 1970-2007. godine može se identifikovati 107 epizoda velikih fiskalnih konsolidacija koje su definisane kao periodi u kojima se ciklično prilagođeni primarni budžetski saldo¹⁸ poboljšao za najmanje 1,5% BDP-a. Ovo je svakako veoma zahtevan kriterijum koji u principu uzima u obzir samo periode tzv. šok terapije, a eliminiše periode malih, postepenih prilagođavanja. Od identifikovanih 107 epizoda najveći broj je trajao godinu dana dok je samo jedna (slučaj Danske 1983-1986.) trajala četiri uzastopne godine. Isti autori (Alesina & Ardagna, 2009) koristili su navedeni uzorak kako bi utvrdili karakteristike uspešnih fiskalnih konsolidacija kao i onih koje su imale ekspanzivni efekat na privredu. Rezultati su nedvosmisleno ukazali da smanjenje javne potrošnje mnogo efikasnije deluje na redukciju javnog duga od povećanja poreza. Istovremeno, fiskalna konsolidacija koja se najvećim delom bazira na reformama rashodne strane budžeta, najčešće vodi ekspanziji, a ne recesiji privrede. Ilustracija br. 1 grafički prikazuje rezultate ove studije.

Ilustracija 1. Uspešne vs. neuspešne i ekspanzivne vs. kontrakcione fiskalne konsolidacije



Izvor: Alesina (2010), str. 6.

Svaki par kolona sa ilustracije br. 1. predstavlja strukturu programa fiskalne konsolidacije za svaku od četiri grupe (uspešne, neuspešne, ekspanzivne i kontrakcione konsolidacije) odnosno pokazuje koji procenat prilagođavanja je ostavren na strani javne potrošnje, snižavanjem primarnih rashoda, a koji procenat dolazi od rasta poreza odnosno

¹⁸ Primarni budžetski saldo za razliku od ukupnog budžetskog salda ne uzima u obzir troškove kamata na javni dug. Oslanjanje na ovaj indikator u empirijskim istraživanjima odraz je nastojanja da se iz analize eliminiše uticaj monetarnog fenomena - kamatne stope, odnosno da u najvećoj mogućoj meri fokus bude na fiskalnim varijablama.

prilagođavanja na prihodnoj strani budžeta. Prema prezentovanim rezultatima autora Alesine i Ardanje (Alesina & Ardagna, 2009) superiornost rashodnih mera je nedvosmislena. Konkretno, u slučaju uspešnih epizoda, prosečno 67% prilagođavanja bilo je na rashodnoj strani, dok je u slučaju epizoda fiskalnih konsolidacija koje su imale ekspanzivni efekat na privredu, taj procenat iznosio 56%. Sa druge strane, za neuspešne epizode fiskalne konsolidacije karakteristično je da su se u najvećoj meri bazirale na rastu poreza (61%) slično kao i one koje za posledicu imale kontrakciju privredne aktivnosti (63%).

Sudeći po empirijskom istraživanju Đudićea i saradnika (Giudice et al., 2003) ista fiskalna logika važi i u okviru Evropske unije. Fiskalna konsolidacija može imati ekspanzivni efekat na privredu. Štaviše, takva je bila čak polovina epizoda identifikovanih u okviru pomenute studije. Takođe, i u ovom slučaju, epizode fiskalne konsolidacije koje su se u većoj meri zasnivale na rashodnim merama bile su češće ekspanzivne ali i uspešne.

Baldači i saradnici (Baldacci et al., 2010) analiziraju iskustva stabilizacije i konsolidacije javnih finansija u okviru uzorka od 99 odabranih razvijenih i emergentnih ekonomija u periodu od 1980-2008. godine i takođe zaključuju da su se uspešni programi redukcije deficita i duga uglavnom oslanjali na generisanje primarnog suficita kroz redukciju rashodne strane budžeta. Isti autori naglašavaju da se efikasnost ovakvih ušteda povećava kada se paralelno sa njima sprovode i strukturne mere koje promovišu ekonomski rast, kao i u odgovarajućoj meri relaksirana monetarna politika.

Uvažavajući sve prethodno rečeno, može se zaključiti da je stav literature po pitanju operacionalizacije fiskalnog prilagođavanja jasan. Redefinisanje rashodne strane budžeta nedvosmisleno predstavlja okosnicu uspešnih programa fiskalne konsolidacije. Ipak, poznajući blagotvorne efekte kapitalnih državnih projekata na ekonomski rast i razvoj, prostor za redukciju javne potrošnje treba tražiti u onim njenim segmentima koji nisu investicionog karaktera. Sa druge strane, racionalizacija tekuće javne potrošnje veoma je delikatan i nimalo lagan zadatak. Pre samog otpočinjanja oštih fiskalnih rezova, od esencijalne je važnosti postaviti precizne, konkretne i realne kriterijume za reforme, što samo po sebi zahteva veliki trud i posvećenost. Eventualno pribegavanje rutinskim rešenjima oličenim u nekom vidu linearnih mera za posledicu može da ima kontraproduktivan ishod.

Dodatna ograničenja proističu i iz činjenice da su tekući javni rashodi budžetska kategorija koja ispoljava veoma visoku neelastičnosti na snižavanje. To se donekle i može razumeti ukoliko se razmotri njena struktura u kojoj mahom participiraju rashodi za zarade zaposlenih u javnom sektoru, zatim penzije, subvencije za poljoprivredu, državne intervencije u privredi, socijalna pomoć za siromašne, nezaposlene, itd. Stoga su programi fiskalnih konsolidacija u kojima navedene kategorije moraju da podnesu deo tereta prilagođavanja posebno socijalno nepopularni, i zahtevaju vanrednu političku odvažnost - resurs koji je često veoma oskudan, naročito u nedovoljno razvijenim demokratijama emergentnih ekonomija.

Konačno, potrebno je voditi računa da se sa fiskalnim rezovima ne ode predaleko, budući da svako prekomerno snižavanje javnih rashoda može doneti više štete (pad nivoa i kvaliteta javnih usluga) nego koristi (finansijske uštede nastale reformom). Ponekad se u javnim, pa čak i stručnim, raspravama ova realna opasnost gotovo u potpunosti ignoriše iako su slučajevi u kojima bi smanjenje javnih rashoda moglo da ima za posledicu veće

društvene štete od koristi brojni. Prema Arsiću i saradnicima (Arsić et al., 2010, str. 18) samo neki od primera su:

- Smanjenje broja zaposlenih u poreskoj administraciji ili značajno smanjenje realne vrednosti njihovih zarada može da dovede do njihovog manjeg zalaganja i rasta sive ekonomije;
- Smanjenje broja zaposlenih i realnog nivoa zarada u javnom zdravstvu može da dovede do odliva najsposobnijih kadrova u privatni sektor ili inostranstvo, a time i do smanjenja kvaliteta usluga javnog zdravstvenog sistema, kao i do prevaljivanja dela troškova na korisnike usluga;
- Smanjenje kvaliteta usluga u javnom obrazovanju koje može da nastane zbog nedovoljnog broja nastavnika, nedovoljnog ulaganja u njihovo usavršavanje i u modernu opremu, trajno bi smanjilo konkurentsku sposobnost zemlje;
- Smanjenje subvencija za poljoprivredu može da ima za posledicu pad poljoprivredne proizvodnje i smanjenje izvoza;
- Smanjenje broja policajaca može da utiče na smanjenje bezbednosti, a u istom smeru može da deluje i smanjenje njihovih realnih zarada ili neadekvatna opremljenost;
- Smanjenje broja činovnika ili smanjenje realne vrednosti njihovih zarada može da utiče na pad kvaliteta regulative koju donose, produženje rokova za dobijanje rešenja, čekanja u redovima, rasta korupcije i sl. (Arsić et al., 2010, str. 18).

Iz svega navedenog nedvosmisleno proizilazi stav literature da mere u okviru rashodne strane budžeta treba da čine esenciju fiskalne konsolidacije, ali da na njih jednostavno nije moguće prebaciti sav teret prilagođavanja, te je u pojedinim slučajevima potrebno adekvatno redefinisati i prihodnu stranu državnog budžeta. Naime, kako navode Baldači i saradnici (Baldacci et al., 2010) u slučajevima veoma obimnih programa konsolidacije, mere na strani javnih rashoda posle određene tačke gube na efikasnosti i moraju biti dopunjene adekvatnim akcijama u domenu poreske politike. Međutim, budući da porezi izazivaju različite distorzije u ponašanju ekonomskih agenata, koje mogu da budu štetne po dugoročni ekonomski rast, u ovom smislu potrebne su naročito oprezne i promišljene akcije kreatora ekonomske politike.

Ekonomska literatura (npr. Johansson et al. (2008), Prammer (2011), itd) je nedvosmislena u stavu da hijerarhija poreza prema njihovom uticaju na ekonomski rast počinje sa porezima na imovinu kao najmanje distorzivnim oblikom, nastavlja se porezima na potrošnju (uključujući tu i ekološke odnosno tzv. zelene poreze) a završava se porezima na dohodak i porezima na dobit kao poreskim oblicima koji izazivaju najviše distorzija štetnih po ekonomski rast. Dodatno, i u okviru pomenutih širih kategorija pojedini poreski oblici mogu biti pojedinačno dizajnirani na način koji je u većoj ili manjoj meri podsticajan za ekonomski rast. Tako na primer porez na potrošnju koji se primenjuje na široku osnovicu svakako je manje distorzivan u odnosu na isti oblik koji pretpostavlja srazmerno veliki broj poreskih olakšica, odbitaka, izuzeća ili sniženih stopa.

Prateći navedeni kontekst, može se zaključiti da prilikom koncipiranja i implementacije stabilizacionih i konsolidacionih mera, kretori ekonomske politike imaju jedinstvenu priliku da istovremeno utiču i na promenu poreske strukture. U tom smislu, pametna

fiskalna konsolidacija podrazumevala bi prebacivanje srazmerno većeg poreskog tereta na one poreske oblike za koje je poznato da će u budućnosti biti najmanja kočnica dugoročnom ekonomskom rastu i razvoju zemlje.

Ipak, prilikom praktičnog sprovođenja fiskalne politike postoji čitav niz problema koji se javljaju pri eventualnim pokušajima da se navedena ideja implementira u praksi. Pre svega, porezi na imovinu, čije bi povećanje teorijski najmanje štetilo dugoročnom ekonomskom rastu, često se nalaze u ingerenciji nižih nivoa vlasti dok je strukturni fiskalni deficit lociran na centralnom nivou, te bi prebacivanje većeg tereta konsolidacije na ovaj poreskih oblik u pojedinim slučajevima zahtevalo izmenu sistema finansiranja lokalnih samouprava. Istovremeno, porezi na imovinu po pravilu veoma skromno participiraju u ukupnim poreskim prihodima što implicira da bi za značajnije efekte na redukciju deficita bile potrebne srazmerno velike korekcije poreskih stopa. Prateći navedeni kontekst porezi na potrošnju svakako predstavljaju bolju opciju, međutim ni njihovo eventualno povećavanje nije bez nedostataka.

U ekonomsko-teorijskom smislu iz grupe potrošnih poreza kao optimalan kandidat za povećanje nameće se porez na dodatu vrednost - PDV. Naime, čak i letimičan pogled na efektivne stope pojedinih poreza na potrošnju, kao i na distribuciju njihovog učešća u ukupnim poreskim prihodima, navodi na zaključak da je jedini oblik čije povećanje može da finansira relativno veći jaz između prihodne i rashodne strane budžeta upravo PDV. Pri tome, bitno je naglasiti da je ovaj, socijalno veoma nepopularan poreski oblik, već odigrao značajnu ulogu prilikom prvih pokušaja konsolidacije javnih finansija i to kako u razvijenim tako i u emergentnim evropskim ekonomijama. Naime, kako navode autori de Mooij i Kin (de Mooij & Keen, 2012) u periodu 2009-2011. godine 13 od 27 država članica EU podiglo je standardne stope PDV-a dok se u razdoblju 2006-2008. godine to dogodilo samo jednom. Štaviše, od navedenih 13 povećanja koja su se nedavno dogodila, neka su bila zaista dramatična (slučajevi Grčke i Irske, na primer, gde su standardne stope povećane za 4 odnosno 3 procentna poena, respektivno). U kontekstu emergentnih ekonomija upečatljiv je slučaj Rumunije koja 2010. godine povećala opštu stopu PDV-a za 5 procentnih poena, odnosno sa 19% na 24% (European Commission, 2011). Evidentno, kako konstatuju i ranije pomenuti autori (de Mooij & Keen, 2012) – „*nastupila su teška vremena za PDV*“.

Kada je reč o redefinisaju poreske strane budžeta, a posebno o promenama stopa poreza na dodatu vrednost, zanimljivo je osvrnuti se i na jedan specifičan pravac moguće reforme - tzv. *fiskalnu devalvaciju*. U najkraćim crtama, fiskalna devalvacija podrazumeva¹⁹ snižavanje poreskog opterećenja zarada i povećavanje potrošnih poreza, pre svega PDV-a. Logika koja stoji u osnovi ove poreske reforme je jednostavna²⁰. Niže poresko opterećenje rada svakako bi povoljno uticalo na zaposlenost odnosno negativno na stopu nezaposlenosti. Izgledno je takođe da bi se i evazija poreza ovakvom reformom smanjila budući da iskustva uglavnom ukazuju da se PDV izbegava manje nego što se na najrazličitije načine izbegava oporezivanje zarada. U međunarodnom kontekstu, fiskalna devalvacija vodi poboljšanju konkurentnosti zemlje u kojoj je primenjena. Teorijski, niže poresko opterećenje zarada snižava troškove proizvodnje i može voditi nižim cenama domaćih proizvoda uključujući i izvoz dok bi, sa druge strane, viši PDV na domaću

¹⁹ Opširnije pogledati npr. radove Farhija i saradnika (Farhi et al., 2011) kao i de Moji i Kin (de Mooij & Keen, 2012).

²⁰ Opširnije o fiskalnoj devalvaciji kao potencijalnom vidu poreske reforme koja bi bila podsticajna za ekonomski rast pogledati npr. Jevdović (2012a, 2012b).

potrošnju ali i uvoz mogao inostrane proizvode da učini manje konkurentnim u odnosu na domaće. Pri tome, na izvoz ne utiče povećanje domicilne stope PDV-a budući da se PDV plaća na uvoz ali se refundira na izvoz. Konsekventno, rast izvoza i pad uvoza vode poboljšanju bilansa trgovinskih transakcija sa inostranstvom. Budući da pomenuti efekat konvergira efektu devalvacije nacionalne valute, ovakav oblik poreske reforme se i naziva fiskalna devalvacija.

Sa druge strane, povećanje PDV-a može da uzrokuje brojne socijalne tenzije budući da potrošni porezi generalno, a samim tim i PDV pojedinačno, imaju jednu veoma nepoželjnu karakteristiku – regresivnost. Ipak, stav teorije je da se regresivni učinak PDV-a može ispraviti primenom različitih mera od kojih, čini se, mere u okviru rashodne strane budžeta ispoljavaju superiornost u odnosu na sve druge. Bojazan je takođe da povećanje PDV-a vodi u inflaciju, iako je ekonomska teorija i po ovom pitanju nedvosmislena. Uvođenje PDV-a ili povećanje njegovih stopa može da izazove jednokratni skok cena uz potencijalnu opasnost druge runde efekata u okviru spirale cene-zarade, ali ni u kom slučaju ne može da vrši dugoročan, konstantan pritisak na nivo cena. Neosporno, adekvatnom sinhronizacijom i koordinacijom mera fiskalne i monetarne politike inflacione tenzije proistekle iz povećanja stopa PDV-a svakako je moguće držati pod kontrolom.

Alternativno, potrošna strana budžeta može da bude ojačana i akcijama u domenu ekološkog oporezivanja. Za ovaj vid oporezivanja se često govori da podrazumeva “dvostruku dividendu” jer osim što donosi dodatna sredstva u državnu kasu i diverzifikuje poresku strukturu takođe pomaže i u ostvarivanju ekoloških ciljeva kao što su redukcija zagađenja životne sredine i smanjivanje emisije gasova sa efektom staklene bašte. Takođe, promocija njihovog korišćenja podstiče inovacije i to naročito one koje vode ka ekološkom, zelenom rastu.

Iako ekološki porezi nisu strana kategorija u budžetima razvijenih pa ni emergentnih ekonomija širom sveta, i dalje postoji prostor za jačanje njihovog učešća. Konačno, imajući u vidu oštrinu ekološke degradacije životne sredine, u budućnosti se svakako može očekivati propulzija tzv. “zelenih reformi”, pri čemu će “zeleni poreska reforma” neizostavno biti jedan od njenih vitalnih segmenata.

3.2. Ekonomski i politički faktori fiskalne konsolidacije

„Ekonomisti moraju da poznaju ekonomske modele, ali takođe moraju da razumeju politiku, interese, konflikte, strasti – esenciju društvenog života.“

Alejandro Foksli ²¹

Savremene teorije uveliko su endogenizovale državu i njenu ekonomsku politiku u makroekonomskim, a samim tim i fiskalnim modelima. Imajući to u vidu, jasno je da koncipiranje ali i implementacija mera fiskalnog prilagođavanja u velikoj meri zavisi ne samo od ekonomskih već i od politički determinisanih faktora.

²¹ Autor citata je Alejandro Foksli (Alejandro Foxley), čileanski ministar finansija u periodu 1990-1994. i ministar spoljnih poslova u periodu 2006-2009. godine. Citirano prema Drezenu (Drazen (2000), str. 3).

U kapitalističkim demokratijama politika se često definiše kao „odlučivanje o tome ko dobija šta, kada i kako“²². Drugim rečima, kako objašnjavaju Alesina i Rodrik (Alesina & Rodrik, 1994), ključna razlika između ekonomije i politike je u tome što je „ekonomija fokusirana na uvećavanje nacionalnog bogatstva“²³ dok je politika preokupirana time kako da ga podeli“. U tom kontekstu, kako navodi Granados (Mulas-Granados, 2006) prilikom praktične implementacije odluke o merama fiskalne konsolidacije od esencijalne je važnosti posvetiti dužnu pažnju kako ekonomskim tako i političkim faktorima koji opredeljuju odgovore na najmanje tri bitne dimenzije strategije fiskalnog prilagođavanja:

- kada će fiskalna konsolidacija otpočeti?
- koliko dugo će prilagođavanje trajati?
- koje budžetske stavke će biti nosioci programa fiskalne konsolidacije?

Granados (Mulas-Granados, 2006) takođe navodi da su prilikom praktične implementacije odgovarajućeg programa fiskalnog prilagođavanja sve pomenute dimenzije veoma važne. Na primer, dužina trajanja programa prilagođavanja je od značaja budući da konsolidacije koje su kratkotrajne sa veoma oštrim merama (tzv. šok terapija) mogu uvesti privredni sistem odnosno ekonomije u recesiju ukoliko se privatni sektor ne adaptira dovoljno brzo na pad agregatne tražnje izazvan fiskalnim merama. Sa druge strane, gradualno višegodišnje prilagođavanje može biti interpretirano kao znak nedovoljne rešenosti fiskalnih vlasti da preduzmu odlučne mere za stabilizaciju i konsolidaciju javnih finansija što dalje može imati odgovarajuće socijalne i političke reperkusije. Dodatno, dužina trajanja konsolidacije je blisko povezana i sa kompozicijom fiskalnih mera budući da (kako je detaljno elaborirano u okviru prethodne tačke) u literaturi²⁴ prevladuje stav da prilagođavanja zasnovana na redukciji javnih rashoda (prvenstveno zarada zaposlenih u javnom sektoru i transfernih plaćanja) pretenduju da traju kraće (i da budu uspešnija) od konsolidacija utemeljenih na povećavanju javnih prihoda ili smanjivanju javnih investicija.

Na ilustraciji br. 2. prikazan je neksus ekonomsko-političkih faktora koji opredeljuju različite dimenzije svake strategije fiskalnog prilagođavanja. Prateći navedeni kontekst, Granados (Mulas-Granados, 2006) navodi da je sa ekonomske strane, reč prevashodno o fazi poslovnog ciklusa i stopi nezaposlenosti, zatim cenama i monetarnim uslovima ali i nivou akumuliranog javnog duga. Ekonomska logika uticaja navedenih faktora je nedvosmislena. Imajući u vidu delovanje automatskih stabilizatora (rast transfernih plaćanja i pad prihoda od poreza na dohodak u recesiji i *vice versa*) jasno je da je fiskalno prilagođavanje uvek lakše otpočeti u periodima ekonomskog rasta. Monetarni uslovi su takođe od značaja budući da u situaciji u kojoj monetarne vlasti uspešno kontrolišu inflaciju, postoji tendencija da se mere (nepopularnog) fiskalnog prilagođavanja perpetuirano odlažu. Konačno, treći bitan faktor je nivo akumuliranog javnog duga. Što je taj nivo veći, to se veći deo budžetskih prihoda mora opredeliti za servisiranje kamatnih obaveza prema poveriocima, što se u literaturi često označava kao efekat snežne lopte (engl. *snow-ball effect*). U tom smislu, ukoliko se posmatra budžetski balans koji isključuje

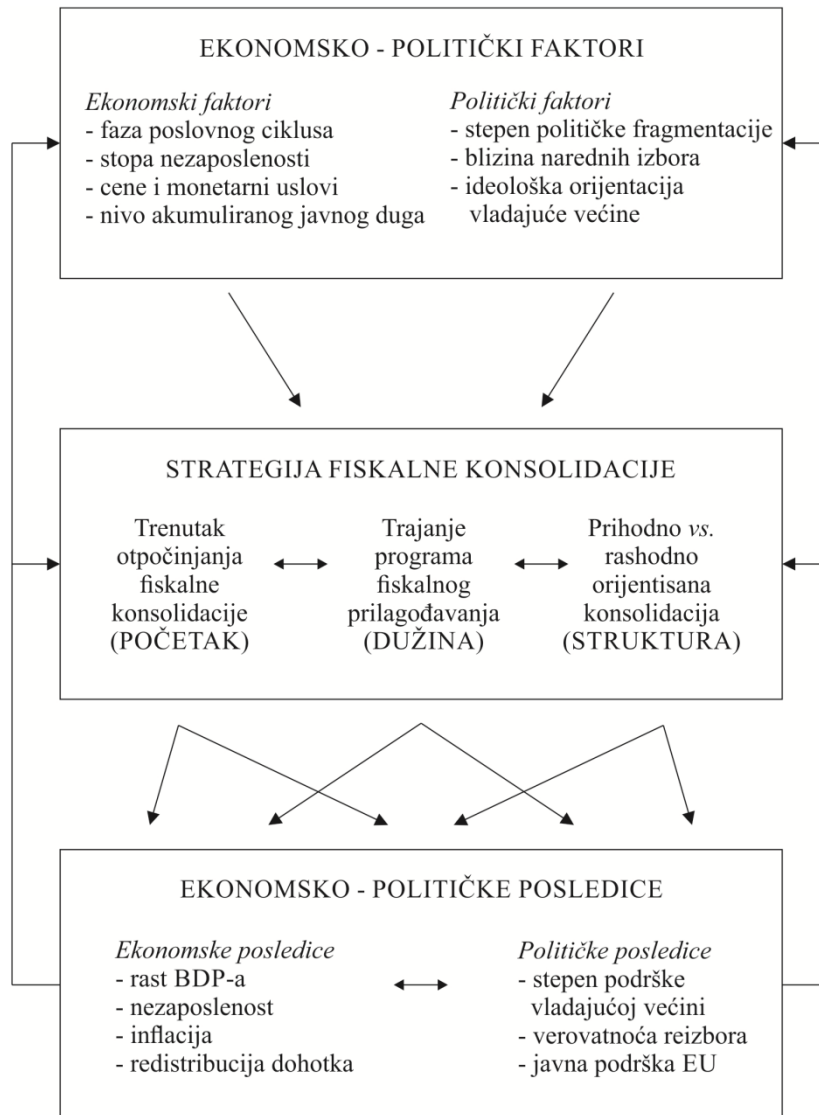
²² Izvorni autor pomenute definicije je Lasvel (Laswell, 1936). Citirano prema Granadosu (Mulas-Granados, 2006).

²³ Doslovni prevod originalnog citata bi umesto termina „nacionalno bogatstvo“ podrazumevao upotrebu termina „kolač“ (engl. cake).

²⁴ Granados (Mulas-Granados, 2006) na primer u ovom kontekstu posebno ukazuje na istraživanje Mek Dermota i Veskota (McDermott & Wescott, 1996), Fon Hagen i saradnika (Von Hagen et. al., 2001), kao i Alestine i saradnika (Alesina et. al., 1998).

rashode za kamate i efekat poslovnog ciklusa, tzv. primarni strukturni budžetski balans, jasno je da njegova visina u velikoj meri opredeljuje odluku o strategiji fiskalne konsolidacije. U situaciji u kojoj je pomenuti saldo visok i rastući, kreatori ekonomske politike nemaju mnogo prostora za manevar fiskalnom politikom, i ukoliko žele da izbegnu potencijalnu insolventnost primorani su da pristupe odlučnim merama fiskalnog prilagođavanja.

Ilustracija 2. Ekonomski i politički faktori fiskalnog prilagođavanja



Izvor: Mulas-Granados (2006), str. 203.

Sa druge strane, kada je reč o političkim faktorima koji opredeljuju fiskalnu konsolidaciju važno je analizirati sledeće: stepen fragmentacije u procesu donošenja odluka o fiskalnoj politici, blizinu narednog izbornog ciklusa i ideološku poziciju vladajuće političke elite (Mulas-Granados, 2006). U osnovi prvog od pomenutih faktora je ideja da je stepen fragmentacije vladajuće političke većine negativno korelisan sa stepenom kontrole javnih rashoda. Dakle, što je veći broj političkih partija u koalicionoj vladi, to je veća tendencija da će dolaziti do odstupanja od optimalne putanje fiskalne politike, a samim tim i do odlaganja fiskalnog prilagođavanja. Ukoliko fiskalna situacija ipak zahteva neodložne

mere za stabilizaciju, u situaciji velikih koalicionih vlada veća je verovatnoća da će takve konsolidacije biti kratke i prihododno orijentisane, kako bi distribucija javnih rashoda po koalicionim partnerima ostala nepromenjena.

Sledeći važan političko-institucionalni faktor koji bitno utiče na odluku o početku, trajanju i strukturi mera fiskalne konsolidacije predstavlja blizina održavanja narednih izbora. U tom smislu, neosporno je da kreatori ekonomske politike u periodu koji neposredno prethodi održavanju izbora razmišljaju i deluju oportunistički, i u tom kontekstu posebno blagonaklono gledaju na fiskalne reforme koje podrazumevaju snižavanje poreskog opterećenja ili rast transfernih plaćanja. Sa druge strane, prateći istu logiku, u predizbornom ciklusu nastoje da odlože nepopularne mere fiskalne konsolidacije.

Fenomen odlaganja fiskalnog prilagođavanja, međutim, nije nov za ekonomsku teoriju. Naime, tradicionalna politička ekonomija fiskalne konsolidacije bazira se na nekim duboko ukorenjenim paradigmama koje u velikoj meri blokiraju njenu primenu, čak i kada je preko potrebna. Alesina (2010) je vrlo decidan u stavu da se u ovom kontekstu pre svega radi o uverenju da fiskalne mere za redukciju deficita i javnog duga vode u recesiju što zajedno sa direktnim političkim troškovima podizanja poreza ili rezova javne potrošnje kreira značajne negativne vibracije za političku elitu na vlasti. Stoga oni fiskalnu konsolidaciju vide kao strategiju koja za njih znači samo jedno - gubitak poverenja birača u sledećem izbornom ciklusu. Uverenje da će ih svako fiskalno zatezanje koštati privilegije ostanka na vlasti navodi političku elitu koja deluju u pravcu maksimiziranja sopstvenih interesa, da nepopularne fiskalne mere što duže odlaže. Štaviše, oni su ponekad skloni da čak i pri veoma kritičnim nivoima javnog duga i dalje povećavaju njegov glavni generator - budžetski deficit a sve u svrhu pridobijanja naklonosti birača, što je naročito naglašeno u predizbornom periodu. Neracionalno, prekomerno zaduživanje vodi ka dužničkoj krizi i bankrotu države. Intuitivno, to je svima jasno. Ipak, često se negira, zapostavlja i potcenjuje. U tom smislu, Rozen i Gejer (Rosen & Gayer, 2009) citiraju kolumnistu Dejva Barija (Dave Barry) koji takvo ponašanje upoređuje sa „odlaskom u skup restoran i naručivanjem svega sa jelovnika u ubeđenju da ćete, kada račun stigne, biti mrtvi“ (Rosen & Gayer (2009), str. 510).

Ipak, brojna savremena istraživanja, uglavnom koncentrisana oko teorije oportunističkih političkih budžetskih ciklusa²⁵, ne samo da su dovele u pitanje navedene tradicionalne postulate već su robustnim empirijskim istraživanjima čak i osporile njihovu validnost. Na primer, istraživanje Alesine i saradnika (npr. Alesina *et al.*, 1998) nije potvrdilo duboko ukorenjenu paradigmu da kreatori ekonomske politike koji odlučno i blagovremeno sprovedu mere fiskalnog prilagođavanja kasnije gube popularnost i konsekventno – vlast. Ipak, Brender i Drejzen (Brender & Drazen, 2005) navode da je to u izvesnom smislu moguće u tzv. novim demokratijama gde su birači u ekonomskom smislu neiskusni ili jednostavno nemaju sve potrebne informacije na osnovu kojih bi mogli da primete fiskalne manipulacije. Ahmidov i Žuravskaja (Akhmedov & Zhuravskaya, 2004) takođe istražuju postojanje oportunističkih političkih ciklusa i to u Rusiji (tada mladoj demokratiji) i pronalaze snažne dokaze o postojanju političkih budžetskih ciklusa u kojima se javna

²⁵ Politički budžetski ciklusi (engl. *political budget cycles*) podrazumevaju promene u državnom budžetu koje se sa relativnom pravilnošću javljaju u vreme (pred)izbornih kampanja. Nešto konkretnije, pomenuti termin se najčešće odnosi na povećanje javne potrošnje ili smanjivanje poreza u (pred)izbornim godinama koje su motivisane željom za reizborom političke elite na vlasti. U osnovi ove teorije stoji argument da birači preferiraju niže poreze i veće javne rashode, i da su konsekventno skloni da glasaju za one političke opcije koje su spremne to da im i omoguće.

potrošnja pomera u pravcu većeg učešća direktnih monetarnih transfera prema glasačima. Ovakve predizborne manipulacije su prema pomenutom istraživanju “kratkog veka” ali ipak povećavaju šanse političke elite na vlasti za reizbor. Takođe, isti autori pronalaze da se magnituda ovih ciklusa smanjuje sa povećanjem demokratizacije društva, transparentnošću trošenja javnih sredstava, slobodom medija kao i tokom vremena. Dodatno, Njeto-Para i Santiso (Nieto-Parra & Santiso, 2009) pronalaze dokaze koji govore u prilog narušavanju fiskalne pozicije u predizbornom periodu u zemljama Latinske Amerike, u kojima se prosečni primarni balans povećava za 0,7% BDP-a tokom izborne godine pri čemu je prevashodno reč o povećavanju tekućih pre nego kapitalnih segmenata javne potrošnje.

Neki od često navođenih argumenata u prilog tome zašto su efekti političkih budžetskih ciklusa često snažniji u ekonomijama u razvoju fokusiraju se kako na nivo razvijenosti političkih institucija tako i na iskustvo potencijalnih glasača. Zapravo, kako navode Barberia i Avelinjo (Barberia & Avelino, 2011) u relativno mladim demokratijama biračima često nedostaju informacije, ali i znanje i iskustvo za prepoznavanje političkih manipulacija i stoga su oni skloniji da bezuslovno veruju obećanjima iz predizbornih kampanja, za razliku od fiskalno konzervativnih birača u razvijenim demokratskim društvima. Dodatno, u ranim stadijumima demokratizacije, zakonodavstvo, sudstvo, centralna banka i mediji često nisu u potpunosti institucionalizovani odnosno autonomni u odlučivanju, što svakako ide u prilog eventualnim fiskalnim manipulacijama.

Za razliku od toga, za stabilna demokratska društva vezuje se teza o fiskalno konzervativnim biračima, gde izbore gube upravo političari koji pokušavaju da manipulišu fiskalnim alatima kako bi zadržali vlast i u sledećem izbornom ciklusu. Ipak, i u situaciji u kojoj su birači fiskalno konzervativni moguće su pred(izborne) fiskalne manipulacije u smilu promene strukture javne potrošnje, pri konstantnom nivou deficita. Drejzen i Eslava (Drazen & Eslava (2005) navode da ove promene po pravilu idu u korist onih grupa izdataka kojima se neposredno maksimizira blagostanje birača, a na štetu drugih (često produktivnijih) kategorija javne potrošnje.

Konačno, jedno novije istraživanje autora Brendera i Drejzena, (Brender & Drazen, 2008) u potpunosti pobija tezu o postojanju politički determinisanih budžetskih ciklusa i to za razliku od njihove ranije studije (Brender & Drazen, 2005) ovaj put nevezano za stepen razvijenosti ekonomije i/ili demokratije. Naime, autori Brender i Drejzen (Brender & Drazen, 2008) koriste podatke o 350 izbornih kampanja u 74 države i ispituju da li postoje indicije za verovanje da se verovatnoća za reizbor vladajuće političke elite može povećati na neki od sledećih blisko povezanih načina - povećavanjem deficita tokom predizborne godine, praktikovanjem relaksirane fiskalne politike tokom čitavog mandata vlade ili rastom BDP-a tokom mandata a naročito u predizbornom periodu, kao i da li neke od pomenutih sila deluju drugačije u zemljama na različitom stepenu ekonomske i/ili demokratske razvijenosti. U kontekstu oportunističkih političkih ciklusa, pomenuti autori ne pronalaze dokaze da povećavanje budžetskih deficita tokom predizborne godine povećava šanse za reizbor, i naglašavaju da prethodna teza važi kako u razvijenim tako i u manje razvijenim ekonomijama, starim i novim demokratijama, zemljama sa proporcionalnim ili većinskim izbornim sistemima. Dodatno, u najvećem broju ekonomija, relaksirana fiskalna politika tokom mandata (koja podrazumeva veće fiskalne deficite nego u prethodnom periodu) je povezana sa statistički signifikantnom nižom verovatnoćom reizbora. Konačno, kada je reč o makroekonomskim performansama, Brender i Drejzen (Brender & Drazen, 2008) pronalaze da su stope rasta realnog BDP-a povezane sa većom

verovatnoćom reizbora samo u manje razvijenim ekonomijama i u relativno novijim demokratijama, u kojima na opredeljenje birača takođe utiče i sveukupan ekonomski rast tokom mandata vlade.

Iz svega prethodno rečenog može se zaključiti da literatura nema jednoznačan odgovor na pitanje da li političari koji su spremni da odlučno primene mere za redukciju deficita i duga mogu da očekuju da na narednim izborima neće biti kažnjeni, već nagrađeni. Ipak, interesantno je primetiti da je tokom ekonomske istorije najveći broj fiskalnih konsolidacija po pravilu otpočinjao nakon izbornog ciklusa, ubrzo pošto je vlada dobila mandat, a kada su novi izbori daleko u budućnosti. U prilog tome govore i rezultati do kojih je u istraživanju došao Granados (Mulas-Granados, 2006), a koji ukazuju da je blizina narednog izbornog ciklusa veoma važan faktor koji je opredeljivao vreme otpočinjanja, dužinu i strukturu mera fiskalnog prilagođavanja u Evropskoj uniji.

Konačno, treći bitan političko institucionalni faktor koji opredeljuje fiskalne odnose prikazane na ilustraciji br. 2. predstavlja ideološka orijentacija vladajuće političke elite. Socijalno-demokratski orijentisane vlade se tradicionalno povezuju sa većim preferencijama prema jednakosti u društvu i time konsekventno sa obimnijim intervencijama u smislu redistribucije nacionalnog dohotka. Sa druge strane, konzervativno orijentisane partije su više fokusirane na ekonomsku efikasnost, i u skladu sa tim prevashodo deluju u pravcu uvećavanja nacionalnog bogatstva, a manje su posvećene redistribuciji. U skladu sa tim, u pogledu različitih dimenzija odluke o strategiji fiskalne konsolidacije može se očekivati da vlade sastavljene od stranaka socijalno-demokratske orijentacije, imaju sklonost ka većim rashodima na javnu potrošnju, socijalne transfere, javne investicije i zarade zaposlenih u javnom sektoru. Razume se, za navedenu potrošnju neophodni su srazmerno veći izvori finansiranja, te je logična sklonost levičarskih vladi ka progresivnom oporezivanju. Ipak kako navodi Granados (Mulas-Granados, 2006) relativno veći udeo javnih prihoda i rashoda ne mora neophodno da znači da ovakve vlade nužno vode politiku neuravnoteženijih budžeta u poređenju sa konzervativnim, desničarskim vladama.

3.3 Fiskalna konsolidacija *versus* ekonomski rast

Na pitanje da li mere fiskalne konsolidacije *uvek* vode ka kontrakciji agregatne tražnje i realnog dohotka, odnosno u recesiju, odgovor je – ne. U literaturi se navodi podatak da su još pre gotovo tri decenije Đavaci i Paganjo (Giavazzi & Pagano, 1990) bili prvi koji su dokazali da fiskalna prilagođavanja koja redukuju deficit i dug mogu da imaju ekspanzivni efekat na ekonomiju. Razmatrani slučajevi „*ekspanzivnih kontrakcija*”, kako ih pomenuti autori nazivaju²⁶, odnose se na Dansku i Irsku, oba iz sredine osamdesetih godina prošlog veka.

Ardanja (Ardagna, 2004), navodi nekoliko međusobno neisključujućih objašnjenja za ovakvu tvrdnju. Prema prvom, fiskalno prilagođavanje može imati ekspanzivni efekat, čak i u veoma kratkom roku, ukoliko ekonomski agenti *očekuju* da fiskalno stezanje vodi stabilizaciji javnih finansija i rešenju problema visokog javnog duga, odnosno da fiskalna konsolidacija preduzeta danas eliminiše potrebu za većim, možda značajno restriktivnijim

²⁶ Opširnije pogledati u odnosnom radu Đavacija i Paganja (Giavazzi & Pagano, 1990).

prilagođavanjem u budućnosti. Na taj način, uklanjanjem opasnosti od oštrijih i skupljih fiskalnih mera u budućnosti, javlja se pozitivan efekat na blagostanje agenata. Ukoliko je ovaj rast blagostanja dovoljno snažan, negativan efekat nižeg raspoloživog dohotka (usled viših poreza ili nižih transfera) može biti neutralisan, pa čak i da nadjačan.

Kako Ardanja (Ardagna, 2004) dalje objašnjava, dodatni kanal kroz koji fiskalna politika može da utiče na polet ekonomije, a koji je takođe u vezi sa očekivanjima njenih agenata, tiče se kamatne stope. Naime, ukoliko agenti veruju da mere fiskalne stabilizacije imaju kredibilitet²⁷ i da se njihovom implementacijom izbegava najgora mogućnost – insolventnost ili takozvani bankrot države, odnosno ukoliko ocenjuju da će rizici nelikvidnosti i nesolventnosti nakon fiskalne konsolidacije biti smanjeni, oni mogu početi da prihvataju niže premije na državne obveznice. Ukoliko ovo snižavanje kamatne stope na tržištu državnih hartija od vrednosti dovede do redukcije kamatnih stopa i za ostale ekonomske agente, pojedince i preduzeća, njihova tražnja i potrošnja se povećati, što svakako vodi ekspanziji privrede.

Još jedan transmisioni mehanizam putem kojeg fiskalna konsolidacija može da ima ekspanzivni efekat na ekonomiju manifestuje se na tržištu rada. Ovaj kanal, za razliku od prethodnih, uvodi u analizu tematiku koja se odnosi na strukturu mera fiskalne konsolidacije. Naime, u kontekstu efekata fiskalnih mera na tržištu rada, još jednom je važno naglasiti da rezovi na rashodnoj strani budžeta predstavljaju superiornije sredstvo za konsolidaciju javnih finansija od alternative oličene u povećavanju poreza. Ardanja (Ardagna, 2004) objašnjava potencijalne razloge za pomenuto gledište. Rast poreza snižava raspoloživi dohodak pojedinaca nakon poreza (neto zarada). Nadalje, ukoliko je dohodak pre poreza (bruto zarada) nepromenjen, efekat na blagostanje je definitivno negativan. Ovo može navesti radnike da se udruže i putem sindikata, izvrše pritisak na rast bruto zarade. Ukoliko je pregovaračka moć sindikata na visokom nivou zahtevi radnika će biti ispunjeni. Nova ravnoteža na tržištu rada će se formirati na višem nivou zarade, što u daljem razvoju događaja, znači niži nivo agregatne zaposlenosti sa svim negativnim reperkusijama na ekonomski rast. Međutim, ukoliko se fiskalna konsolidacija ostvaruje merama na rashodnoj strani budžeta scenario je bitno različit. Snižavanje zarada i broja zaposlenih u javnom sektoru, ali i kompenzacija za nezaposlene relaksira pritiske na tržištu rada i slabi pregovaračku moć sindikata. Zapravo, smanjivanjem broja zaposlenih u javnom sektoru, sa aspekta pojedinca, povećava verovatnoću da postane nezaposlen, dok snižavanje kompenzacija za nezaposlene povećava njegov trošak ukoliko se to i desi. Na taj način, smanjuje se pritisak na rast ravnotežne zarade, što je svakako jedna od komponenti ambijenta povoljnog za ekonomski rast.

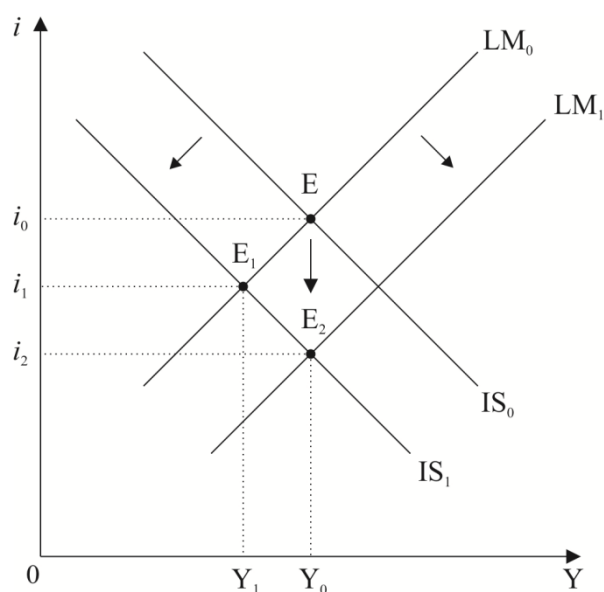
Na kraju priče o mogućnostima ekspanzivne fiskalne konsolidacije, bitno je naglasiti da je prilikom izvođenja konačne reči o efektima fiskalne politike u praktičnom ekonomsko-političkom smislu, potrebno uzeti u obzir i kakav je aktuelni i očekivani kurs monetarne politike. Zapravo, čak i u klasičnom IS-LM modelu, fiskalna kontrakcija može biti ekspanzivna ukoliko je praćena dovoljno relaksiranom monetarnom politikom i *vice*

²⁷ Neki autori naglašavaju da se kredibilitet fiskalnih konsolidacija najčešće povezuje sa njihovom veličinom - za male korekcije u budžetu se veruje da su kratkog daha dok se za svako veće fiskalno prilagođavanje (npr. mereno u procentu od BDP-a) po pravilu vezuje i veći kredibilitet. Opširnije o tome videti u radu Đudićea i saradnika (Giudice et al., 2003), str. 4.

versa, svaki ekspanzivni efekat fiskalne politike može biti neutralisan dovoljno čvrstom monetarnom politikom²⁸.

Posmatrajmo na primer slučaj ekonomije koju karakteriše postojanje fiskalnog deficita, i koja se nalazi u tački E sa nivoom nacionalnog dohotka Y_0 i kamatnom stopom i_0 (grafikon br. 1). Čisto fiskalno prilagođavanje, oličeno u pomeranju IS krive nalevo, vodi ka novoj ravnotežnoj tački E_1 , koju u odnosu na početno stanje karakteriše niži nivo kamatne stope (i_1) ali i niži nivo nacionalnog dohotka (Y_1).

Grafikon 1. Efekti fiksline i monetarne politike u IS/LM modelu



Izvor: klasičan prikaz IS/LM modela

Međutim, kako se dalje zapaža sa grafikona br. 1, nepovoljne efekte kontrakcije nacionalnog dohotka moguće je neutralisati komplementarnom akcijom monetarne politike. Naime, ekspanzivna monetarna politika (oličena u desnoj promeni LM krive), daljim snižavanjem kamatne stope vodi rastu nacionalnog dohotka, odnosno njegovom povratku na nivo Y_0 . Logično, istovremenom primenom kontrakcione fiskalne politike i ekspanzivne monetarne politike ekonomija bi se premestila direktno iz tačke E u E_2 , bez nepovoljnih efekata u smislu promena nivoa nacionalnog dohotka. U svrhu ilustrativnog primera za predmetne konsideracije, celishodno je osvrnuti se na reakciju fiskalne i monetarne politike, u periodu od izbijanja Velike recesije i njenog preliivanja na privredu Srbije, pa sve do danas.

O poziciji u kojoj se domicilna ekonomija nalazila krajem 2008. i početkom 2009. godine, u literaturi često govori kao o „uticaju krize na krizu“. U takvim okolnostima kreatori ekonomske politike nisu dugo čekali da se obrate za pomoć Međunarodnom monetarnom fondu²⁹ koji je očekivano preporučio restriktivnu fiskalnu i monetarnu politiku. Međutim,

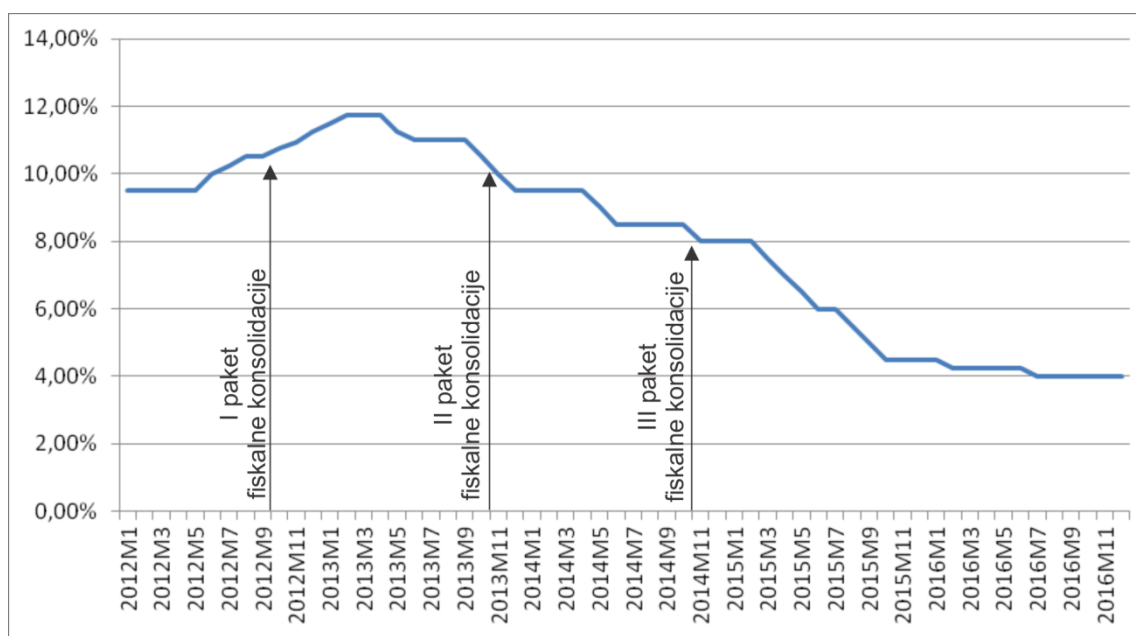
²⁸ Opširnije o odnosima dva glavna stuba ekonomske politike - fiskalnom i monetarnom u klasičnom IS-LM, ali i u IS-LM-BP odnosno tzv. Mandel-Flemingovom modelu pogledati npr. u Jevđović (2013b).

²⁹ Opširnije o odnosima Srbije i Međunarodnog monetarnog fonda biće reči u okviru 5. tačke drugog dela ove disertacije. Pogledati takođe i Jevđović (2015).

znajući da fiskalna restrikcija podrazumeva smanjivanje javne potrošnje i povećavanje poreza (alternativno ili simultano) što je čini socijalno veoma nepopularnom, kreatori ekonomske politike u Srbiji su dugo odlagali preduzimanje neophodnih fiskalnih mera (delom i u cilju ispunjavanja predizbornih obećanja) što ne samo da nije učinilo fiskalnu politiku u odnosnim godinama dovoljno restriktivnom, već je naprotiv iznudilo njen (neopravdano) ekspanzivni tok³⁰.

U daljem sledu događaja, nedovoljna disciplina u okviru fiskalnog sistema prebacila je prevelik teret prilagođavanja na monetarnu politiku, i dovela centralnu banku u vrlo delikatnu situaciju, u kojoj je zarad očuvanja makroekonomske stabilnosti morala da pribegne neuobičajeno restriktivnim merama (referentna kamatna stopa NBS je krajem 2008. godine iznosila rekordnih 17,75%). Visoka referentna kamatna stopa blagotvorno je delovala na inflacione tenzije, međutim opisani scenario neosporno je imao i svoju cenu. Ona se ogledala u smanjivanju mase kredita i obaranju investicija, što je dodatno destimulisalo već krhki ekonomski rast, i neosporno poništilo efekte iznuđene fiskalne ekspanzije.

Grafikon 2. Kretanje referentne kamatne stope vs. epizode fiskalne konsolidacije u Srbiji



Izvor: samostalna izrada autora

Prvi paket mera za stabilizaciju javnih finansija iz 2012. godine nije doveo do stabilizacije i konsolidacije javnih finansija što je svakako bilo i očekivano budući da se radilo o paketu mera koji je sam u sebi sadržao deficit. Stoga se ova grupa mera samo deklarativno može nazvati fiskalnom konsolidacijom, obzirom da se suštinski radilo o produžetku fiskalne ekspanzije iz prethodnog perioda³¹. Kako se zapaža sa grafikona br. 2. ovakva fiskalna praksa je iznudila novu restrikciju monetarne politike.

³⁰ Dakle, u skladu sa teorijskim osnovama prezentovanim u okviru prethodne tačke može se govoriti o postojanju političkih budžetskih ciklusa u Srbiji.

³¹ Opširnije pogledati u okviru drugog dela ove disertacije, tačka 2.7. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama.

Međutim, u godinama koje su usledile, a paralelno sa preduzimanjem neophodnih mera za stabilizaciju i revitalizaciju fiskalnih finansija (paketi mera fiskalne konsolidacije iz 2013. i 2014. godine), postepeno su se stvarali uslovi za relaksaciju monetarne politike. U tom smislu je i referentna kamatna stopa oprezno snižavana kako bi anulirala recesione efekte fiskalnog prilagođavanja (grafikon br. 2).

Sve prethodno rečeno može se sintetizovati u jedan čvrst argumenat za nepokolbljiv stav da samo koordinacija i sinhronizacija mera fiskalne i monetarne politike predstavlja ispravan put u pravcu makroekonomske stabilizacije.

II DEO

FISKALNA POZICIJA
ODABRANIH EMERGENTNIH EKONOMIJA

1. Fiskalna politike u doba krize – doktrinarni *versus* iskustveni aspekti

Na pitanje da li je fiskalna politika efikasan instrument za dostizanje proklamovanih makroekonomskih ciljeva, u relativno stabilnim uslovima, ekonomska teorija nema jedinstven odgovor. Međutim, kada je se pojavi značajna privredna neravnoteža, posebno ona recesione prirode, odgovor sve više gravitira ka potvrdnom. U navedenom kontekstu se u izvesnom smislu može tumačiti i činjenica da je pre izbijanja Velike recesije, u velikom broju zemalja a naročito među onim razvijenima, fiskalna politika neosporno bila zapostavljeni instrument porodice ekonomskih politika. Kako objašnjava Filip Arestis (Arestis, 2011) njena uloga je uglavnom bila svodena na delovanje automatskih stabilizatora, dok je svaka diskreciona fiskalna mera posmatrana sa dubokim skepticizmom koji je bio baziran na nekoliko argumenata³². Blanšard i saradnici (Blanchard *et al.*, 2010) navode da su se najznačajniji od pomenutih argumenata zasnivali na tezi o postojanju efekta istiskivanja (engl. *crowding out effect*), ali i na tvrdnjama o postojanju politički determinisanih faktora koji su skloni da limitiraju efikasnost fiskalne politike, kao i tzv. vremenskih legova (docnji) karakteristične za proces implementacije fiskalnih mera. Ovaj koncept koji umanjuje doprinos fiskalne politike, dok sa druge strane naglašava značaj monetarne politike (a u okviru nje posebno režima targetiranja inflacije) postao je poznat kao Novi makroekonomski konsenzus³³ (engl. *New Consensus in Macroeconomics*).

Iako je inicijalnu sintezu ideja koje će kasnije biti uobličene u okviru doktrine novog makroekonomskog konsenzusa moguće pratiti do 1970-ih godina prošlog veka (Arestis, 2009), njegov nastanak i razvoj pre svega treba posmatrati u kontekstu Velike moderacije (engl. *the Great Moderation*). Naime, Velikoj recesiji prethodio je dvodecenijski period izrazito niske makroekonomske volatilnosti³⁴. Govoreći o pomenutom periodu, Ben Bernank (Bernanke, 2004) navodi nekoliko relevantnih autora koji su empirijski potkrepili pomenutu tezu, uključujući rad Blanšarda i Sajmona (Blanchard & Simon, 2001) koji u svom istraživanju dokumentuju da je u SAD-u počevši od sredine 1980-ih godina prošlog veka varijabilnost kvartalnog realnog ekonomskog rasta (merena standardnom devijacijom) u odnosu na prethodni period opala za polovinu dok je varijabilnost kvartalne inflacije takođe opala, i to za oko dve trećine. Sličan pad nestabilnosti proizvodnje i inflacije zabeležen je i u drugim razvijenim ekonomijama počevši od 1987. pa sve do 2007. godine³⁵, periodu koji je u literaturi označen kao Velika moderacija.

Međutim, kako navode Ajzenman i saradnici (Aizenman *et al.*, 2010) emergentne ekonomije su tokom istog perioda u makroekonomskom kontekstu zabeležile dve različite etape. Tokom prve od njih (1990-ih godina) makroekonomska volatilnost je zapravo bila povećana - inflacija je brzo rasla, valute su često devalvirale, a pasivno monetarno

³² Kritiku i drugačije mišljenje pogledati u brojnim radovima Arestisa i Sojera (npr. Arestis & Sawyer, 2003).

³³ U doktrinarnom smislu može se reći da se tzv. Novi konsenzus u makroekonomiji značajno oslanja na stavove Nove kejnzijanske ekonomije ali uz pretpostavke koje su bile prihvatljive i pristalicama Neoklasične sinteze. Videti opširnije, na primer, radove Arestisa (Arestis (2009a, 2009b), Arestis & Karakitsos (2013)).

³⁴ Velikoj moderaciji je nadalje prethodila Velika inflacija (1965-1982. godine) dok je najveća kriza XX veka u literaturi terminološki određena kao Velika depresija.

³⁵ U literaturi se još uvek ponekad mogu sresti izvesne nedoumice oko toga da li je period Velike moderacije u razvijenim ekonomijama zaista počeo sredinom 1980-ih ili se pak njegovi rudimenti mogu pratiti još nekoliko decenija unazad, uz desetogodišnji prekid tokom 1970-ih. Videti npr. radove Blanšarda i Sajmona (Blanchard & Simon, 2001) kao i Blanšarda i saradnika (Blanchard *et al.*, 2010)

finansiranje visokih fiskalnih deficita iznedrilo je niz ekonomskih kriza. Mnoge ekonomije su tokom pomenutog perioda iskusile i ozbiljne recesije, a Murgasova i saradnici (Murgasova *et al.*, 2015) kao primere navode recesije u Hrvatskoj i Makedoniji 1993. godine (-8%) i Srbiji 1999. godine (-11%). Imajući to na umu, brojne emergentne ekonomije su krajem prošlog veka bile primorane da konsoliduju svoje fiskalne pozicije, izaberu odgovarajuće monetarne režime i koriguju platnobilansne neravnoteže, što im je omogućilo da počevši od novog milenijuma u velikoj meri uživaju u periodu obeleženom snažnim ekonomskim rastom i umerenom makroekonomskom volatilnošću³⁶. To se posebno odnosilo na emergentne ekonomije u Evropi koje su ubrzano konvergirale ka nivoima dohotka Evropske unije.

Finansijska kriza koja je na razvijenim tržištima počela sredinom 2007. godine, a koja se potom prelila na realni sektor i označila kraj Velike moderacije, navela je mnoge ekonomiste i političare da preispitaju ulogu koju fiskalna politika može da ima u stabilizaciji ekonomije u kriznim uslovima. Ipak, kao prvi odgovor na krizne tendencije, a sve u duhu pomenutog novog makroekonomskog konzensusa, odabrana je monetarna politika. Monetarne mere za stabilizaciju povećale su likvidnost finansijskog sistema, dok su centralne banke širom sveta snizile referentne kamatne stope³⁷. Međutim, efikasnost monetarne politike je limitirana kada se osnovna kamatna stopa približi nuli a upravo se to desilo krajem 2008. odnosno početkom 2009. godine.

Sa monetarnom politikom koja je dolaskom do tzv. nulte granice (engl. *zero bound*) postala neefikasna, fiskalna politika se pokazala kao veoma moćan, zaboravljeni alat. U novonastalim okolnostima je, kako navode Kotareli i saradnici (Cottarelli *et al.*, 2014), čak i Međunarodni monetarni fond po prvi put u istoriji pozvao na fiskalnu ekspanziju u svim onim ekonomijama koje istu mogu da priušte. U tom smislu Kejnsova „Opšta teorija“, u okviru koje je fiskalna politika doživela svoju punu afirmaciju, kasne 2008. godine još jednom je postala relevantan izvor ekonomsko-političkih ideja.

Širom sveta osmišljavani su stabilizacioni fiskalni paketi koji bi podržali agregatnu tražnju i spasli ekonomiju od daljeg dramatičnog pada. Da bi se izašlo iz recesionog ciklusa niske ekonomske aktivnosti bila je potrebna ekspanzivna fiskalna politika – snižavanje poreskog opterećenja i/ili rast javnih rashoda, uvažavajući činjenicu da veća javna potrošnja može biti superiornije ekspanzivno sredstvo za stabilizaciju od nižih poreza u kontekstu multiplikovanog dejstva na rast realnog dohotka. Zapravo, kada raste javna potrošnja, svaka novčana jedinica direktno povećava ukupnu agregatnu tražnju. Sa druge strane, smanjenje poreza utiče na porast raspoloživog dohotka ali ne znači nužno i da će se ceo uvećani dohodak potrošiti, na šta presudno utiču marginalne sklonosti ka potrošnji odnosno štednji³⁸. Značajna uloga ostavljena je i automatskim stabilizatorima, elementima fiskalne politike ugrađenim u sistem i politiku javnih finansija koji omogućavaju neku vrstu neposredne redukcije fluktuacija u uslovima potencijalnih makroekonomskih

³⁶ Reč je dakle o tzv. drugoj etapi Velike moderacije (2000-2007 godine) u kojoj su i makroekonomski pokazatelji u emergentnim ekonomijama imali nisku volatilnost. Videti opširnije npr. u radu Ajzenmana i saradnika (Aizenman *et al.*, 2010)

³⁷ Evropska centralna banka je u periodu oktobar 2008. - maj 2009. snizila referentnu kamatnu stopu sa 4,5% na 1%. Američki FED je u toku 2008. godine čak u 7 navrata snižavao referentnu kamatnu stopu i to u periodu januar – decembar 2008. sa 3,5% na 0,25%. Opširnije pogledati npr. Jevđović (2011).

³⁸ Opširnije o empirijskim vrednostima fiskalnih multiplikatora pogledati u radu Heminga i saradnika (Hemming *et al.*, 2002).

neravnoteža³⁹. Njihova uloga je bila posebno značajna na samom početku krize kada su automatskim ublažavanjem recesivnih tendencija dali vremena kreatorima ekonomske politike da osmisle odgovarajuću strategiju diskrecione fiskalne ekspanzije. Arestis (Arestis, 2011) navodi da je upravo zahvaljujući renesansi fiskalne politike, krajem 2008. i tokom 2009. godine sprečena još jedna Velika depresija, poput one 1930-ih godina prošlog veka, odnosno da je potencijalna depresija osam decenija kasnije preobličena „samo“ u Veliku recesiju.

Velika recesija se na emergentne ekonomije proširila sa izvesnim zakašnjenjem. Naime, kako naglašavaju Rouf i saradnici (Roaf *et al.*, 2014) tokom 2007. i početkom 2008. godine rast ovih ekonomija je i dalje bio snažan a priliv inostranog kapitala značajan. Međutim, nakon kolapsa velikih finansijskih sistema⁴⁰ na tržištu SAD-a, počevši od poslednjeg kvartala 2008. godine i emergentne ekonomije su se suočile sa izazovima upravljanja krizom, koja je za razliku od tipičnih kriza koje su u prethodnom periodu pogadale tržišta u razvoju, imala veoma malo domicilnih uzroka.

2. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama

Kreatori ekonomske politike u emergentnim ekonomijama su, slično praksi razvijenih ekonomija, odgovorili na krizne izazove najpre hitnim merama usmerenim ka stabilizaciji finansijskog sektora a zatim i određenim nivoom monetarnih i fiskalnih podsticaja. Međutim, imajući u vidu različite polazne ekonomske fundamente, intenzitet i opseg mera kontraciklične politike praktikovane u emergentnim ekonomijama u velikoj meri je varirao od slučaja do slučaja.

One ekonomije koje su krizu dočekale sa relativno stabilnijim makroekonomskim osnovama (bolji trgovinski i fiskalni bilansi, niži nivo javnog duga, niža stopa inflacije) bile su u mogućnosti da sa određenim kredibilitetom preduzmu akcije na frontu monetarne i fiskalne ekspanzije (npr. Poljska). Sa druge strane, ekonomije u kojima je depresijacija kursa pretela da izazove ozbiljne platno-bilansne neravnoteže pribegle su restriktivnim monetarnim merama i privremeno značajnije podigle referentne kamatne stope (npr. Mađarska, Srbija). Slično tome, ekonomije koje su imale ograničeni fiskalni prostor ili one koje su na neki način fiksirale devizne kurseve bile su primorane da usvoje mere fiskalne konsolidacije znatno ranije (npr. Bugarska). Sve specifičnosti fiskalnog odgovora odabranih emergentnih ekonomija na izazove Velike recesije prikazane su u nastavku.

2.1. Poljska

Poljska je jedina ekonomija EU koja je tokom celog trajanja Velike recesije beležila pozitivan ekonomski rast. Ipak, razlozi za takav uspeh samo jednim delom se kriju iza aktivne kontraciklične politike sprovedene tokom kriznih godina, dok većim delom predstavljaju pozitivne posledice specifičnosti poljske ekonomije kao i određenih mera fiskalne politike koje su stupile na snagu pre prvih znakova nestabilnosti na globalnom

³⁹ Pod automatskim stabilizatorima najčešće se podrazumevaju progresivni sistem poreza na dohodak građana i kompenzacije za nezaposlene.

⁴⁰ Litetratura u ovom smislu pre svega navodi bankrot investicione banke “Lehman Brothers”.

planu. Čvrsta monetarna politika svakako je dodatno doprinela očuvanju finansijske stabilnosti tokom kriznih godina, a značajan deo inicijalnog prilagođavanja ostvaren je zahvaljujući fluktuirajućem režimu deviznog kursa. Kako objašnjava Aslund (Aslund, 2013), u periodu od oktobra 2008. do januara 2009. godine poljski zloti je depresirao prema evru za oko jednu trećinu što je u prvi mah unelo određenu dozu panike na poljsko finansijsko tržište imajući u vidu da je usled toga internacionalno finansiranje postalo značajno skuplje za domaće banke. Međutim, već od februara 2009. zloti je počeo da apresira, potencijalna bankarska kriza je izbegnuta, a depresijacija iz prethodnog perioda nije ostavila ozbiljnije ekonomske posledice.

Kada je reč o fiskalnoj slici važno je napomenuti da su se promene u fiskalnoj politici, u periodu koji je neposredno prethodio izbijanju krize, u slučaju Poljske odvijale po drugačijim obrascima u odnosu na praksu ostalih zemalja članica EU. Naime, kako navodi Krajevski (Krajewska, 2014) počevši od 2004. godine kreatori ekonomske politike u Poljskoj profilišu ekspanzivni tok fiskalne politike, koji je u velikoj meri motivisan politički determinisanim faktorima. U praksi se, međutim, ispostavilo da je takva (ekspanzivna) fiskalna politika neposredno pre izbijanja Velike recesije snažno pokrenula mehanizam agregatne tražnje, koji je zatim neutralisao ciklični pad iste tokom kriznih godina, što se u konačnoj instanci efektuiralo izbegavanjem recesivnih tendencija u ovoj ekonomiji.

Pomenuti ekspanzivni tok fiskalne politike počeo je sa merom koja se odnosila na redukciju stope poreza na dobit preduzeća sa 27% na 19% u 2004. godini (Krajewska, 2014). Povoljan ekonomski rast tokom 2005. godine efektuirao se cikličnim povećanjem poreskih prihoda dok je, sa druge strane, niža apsorpcija sredstava iz fondova Evropske unije rezultirala nižim infrastrukturnim ulaganjima nego što je prvobitno planirano. Rezultat svih pomenutih kretanja bio je ukupan budžetski deficit od 4% na kraju 2005. godine.

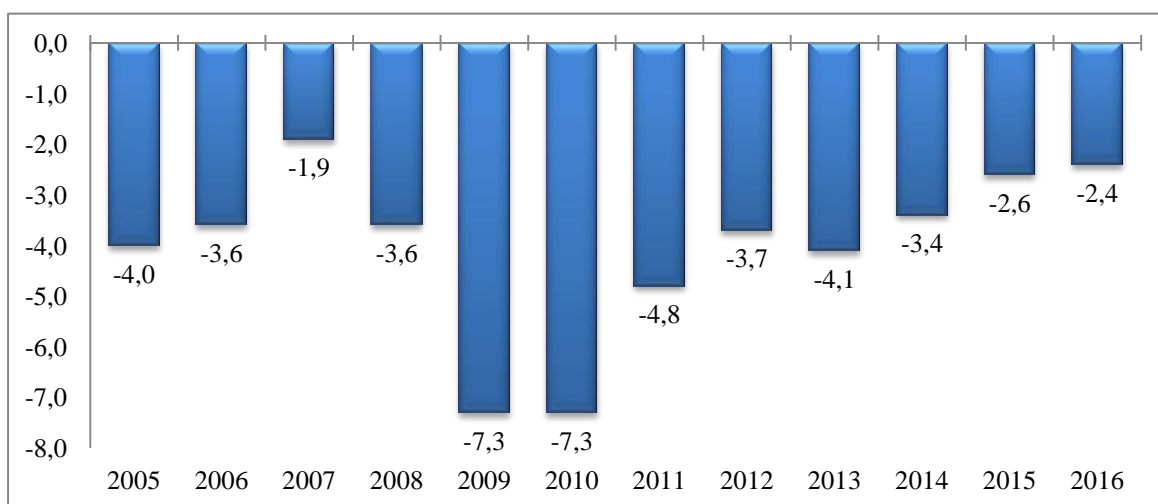
U svetlu nadolazećeg predizbornog talasa, budžet za fiskalnu 2006. godinu sadržao je optimističnu prognozu javnih prihoda dok je tzv. „politički stabilizacioni pakt” koji je februara 2006. godine potpisan između vladajuće i manjinskih stranaka, podrazumevao brojne inicijative za povećavanje javnih rashoda (European Commission, 2006). Dodatno, već krajem marta 2006. godine predstavljen je novi paket mera za snižavanje poreskog opterećenja (koji bi se u potpunosti efektuirao tek u narednoj 2007. godini) a koji se sastojao između ostalog od snižavanja doprinosa za socijalno osiguranje, indeksacije poreskih razreda kao i olakšica za porodice u okviru oporezivanja dohotka građana sa procenjenim ukupnim fiskalnim efektom od oko 0,6% BDP-a. Takođe, imajući u vidu tendencije u prethodnom kretanju budžetskog deficita, kako navodi Evropska komisija (European Commission, 2006) istovremeno su predviđene i komplementarne konsolidacione mere i to rast akciza na gorivo i cigarete kao i ukidanje poreskih olakšica u okviru sektora građevinarstva, sa identičnim procenjenim ukupnim fiskalnim efektom od oko 0,6% BDP-a.

Tokom fiskalne 2007. godine snažan ekonomski rast doveo je do toga da su poreski prihodi u okviru pojedinih kategorija (a pre svega dohotka i dobiti) nadmašili očekivanja. Sa druge strane javni rashodi uključujući i javne investicije zabeležili su niže izvršenje od planiranog, a rashodi za socijalne transfere su takođe bili ispod očekivanih vrednosti zahvaljujući rastu dohotka *per capita* kao i padu stope nezaposlenosti. Rezultat pomenutih

povoljnih fiskalnih tokova bio je budžetski deficit od 1,9% BDP-a, gotovo dvostruko niži nego prethodne godine.

Međutim, već budžet za narednu, 2008. godinu doneo je novi talas fiskalne ekspanzije. Sa prihodne strane najveći fiskalni učinak (od preko 1% BDP-a) imalo je drugo po redu snižavanje stope doprinosa za socijalno osiguranje kao i uvođenje olakšica u sistem oporezivanja dohotka za porodice sa decom. Sa rashodne strane, budžet za 2008. godinu ponovo uvodi velikodušno pravilo za indeksaciju penzija i socijalnih transfera (na bazi zbira stope inflacije i stope rasta zarada), koje je prethodno bila napušteno 2004. godine u okviru Hausnerovog plana⁴¹ (engl. *Hausner plan*) sa ukupnim procenjenim budžetskim troškom od 0,5% BDP-a u 2008. godini (European Commission, 2008). Istovremeno, kako se objašnjava u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2008) predviđene mere trebalo je delimično da kompenzuju značajniji rast stope inflacije u poređenju sa stopom koja je korišćena prilikom projektovanja budžeta što bi dalje redukovalo realne rashode koji su mahom izraženi u nominalnim veličinama, zatim unapređenje poreskog morala, kao i planirano povećanje određenih stopa akciza u okviru programa harmonizacije sa poreskim standardima EU. Rezultat pomenutih fiskalnih mera bio je deficit od 3,6% na kraju 2008. godine (grafikon br. 3).

Grafikon 3. Poljska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

U okviru budžeta za 2009. godinu predviđena je dalja fiskalna ekspanzija i to posredstvom snižavanja poreskog opterećenja zarada u okviru reforme oporezivanja dohotka građana prema kojoj je većina obveznika ovog poreza sada ušla u okvir marginalne stope od 18%, zatim snižavanje poreskog opterećenja dobiti u okviru sistema korporativnog oporezivanja,

⁴¹ Jerži Hausner (Jerzy Hausner) je bio poljski ministar ekonomije i rada počevši od maja 2003. godine. Njegov plan, koji je između ostalog predviđao redukciju ukupnih socijalnih rashoda za 4% BDP-a u periodu između 2004. i 2007. godine, usvojen je početkom 2004. godine (delimično i usled kontinuiranih pritisaka Evropske unije za usvajanjem kredibilne srednjoročne fiskalne strategije). Međutim, u daljem razvoju događaja bolje performanse javnih prihoda od planiranih tokom 2004. i 2005. godine ublažili su kratkoročne fiskalne pritiske. Sa druge strane, parlamentarni izbori najavljeni za jesen 2005. godine i izuzetno krhka parlamentarna većina uticali su na odustajanje od većine nepopularnih mera. Stoga je na kraju Hausnerov plan samo delimično implementiran. Opširnije pogledati kod Bonkera (Bonker (2006) str. 128).

kao i rast javnih infrastrukturnih investicija (European Commission, 2009). Konsolidacioni efekat koji su na fiskalni balans imale restriktivne mere poput druge runde rasta akciza u okviru harmonizacije sa poreskim zakonodavstvom EU, snižavanje subvencija i snižavanje javnih rashoda (tekućih, administrativnih) samo su delimično kompenzovale prethodno forsiranu ekspanzivnu fiskalnu politiku što je rezultiralo novim rastom budžetskog deficita, koji je na kraju 2009. godine dostigao nivo od 7,3% BDP-a što predstavlja više nego dvostruko povećanje u odnosu na prethodnu godinu.

Tokom 2010. godine zabeležen je rast javnih rashoda, pre svega rast rashoda za finansiranje javnih infrastrukturnih projekata za koje je deo sredstava obezbeđen iz strukturnih fondova EU, dok je, sa prihodne strane, implementirana nova mera rasta akciza kao i akciza na cigarete i gorivo (European Commission, 2010). Imajući u vidu donekle simetrična kretanja sa obe strane budžeta, i odlaganje programa fiskalne konsolidacije, visok budžetski deficit iz prethodne godine zadražao se na istom nivou i na kraju 2010. godine (grafikon br. 3).

Nakon ubrzanog pogoršavanja fiskalnih performansi počevši od 2008. godine, i srazmerno malih prilagođavanja u okviru naredne dve godine, u okviru budžeta za 2011. godinu u Poljskoj je implementiran prvi paket konsolidacionih mera. Paket za fiskalnu konsolidaciju podrazumevao je kako mere poreske politike tako i one koje se odnose na kontrolu javnih rashoda. Kako je objašnjeno u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2011) najznačajnija mera sa prihodne strane odnosila se na snižavanje transfera drugom stubu penzionog osiguranja (privatnim penzionim fondovima) sa 7,3% na 2,3% bruto zarade zaposlenog. Razlika je sledstveno zadržana u okviru prvog stuba penzijskog osiguranja (javni fondovi) i na taj način je smanjen kvantum sredstava koji je za ove namene potrebno transferisati iz budžeta. Dodatne poreske mere sa srazmerno većim fiskalnim učinkom odnosile su se na privremeno (trogodišnje) povećavanje stope PDV-a za 1% (sa 22% na 23%), rast akciza na duvan, ukidanje pojedinih olakšica u okviru oporezivanja potrošnje, kao i zamrzavanje pragova u okviru oporezivanja dohotka građana. Sa rashodne strane fiskalna konsolidacija je podrazumevala zamrzavanja zarada u javnom sektoru (sa izuzetkom nastavnika u osnovnom i srednjem obrazovanju) ali i uvođenje fiskalnog pravila koje ograničava međugodišnji rast kod svih novih ali i postojećih kategorija diskrecionih javnih rashoda na maksimalno 1% iznad stope inflacije. Efekat opisanih mera fiskalnog prilagođavanja na budžetski saldo bio je značajan. Naime, deficit opšte države je na kraju 2011. godine iznosio 4,8% BDP-a što predstavlja umanjeње za približno 2,5 procentnih poena u odnosu na isti period prethodne godine.

Najveći broj mera iz opisanog programa konsolidacije ostao je na snazi i u narednoj 2012. godini kada su u cilju dalje stabilizacije javnih finansija implementirane i dodatne mere: uvođenje poreza na ekstrakciju bakra i srebra, manji rast stopa socijalnih doprinosa i pojedinih kategorija akciza, snižavanje direktnih subvencija poljoprivrednicima (u kontekstu okvira postavljenog Zajedničkom poljoprivrednom politikom), uvođenje dodatnih fiskalnih pravila vezanih za deficite lokalnih nivoa vlasti i konačno snižavanje javnih infrastrukturnih investicija od druge polovine 2012. godine odnosno nakon završetka Evropskog fudbalskog prvenstva koje se održavalo u Poljskoj i Ukrajini (European Commission, 2012). Krajnji efekat svih opisanih fiskalnih napora je dalja redukcija budžetskog deficita koji je na kraju 2012. godine iznosio 3,7% BDP-a, *cca.* 1 procentni poen manje nego prethodne godine.

Tabela 1. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Poljskoj 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2007.	rast akciza na gorivo i cigarete, ukidanje poreskih olakšica u okviru sektora građevinarstva	snižavanje doprinosa za socijalno osiguranje, indeksacija poreskih razreda i olakšice za porodice u okviru sistema oporezivanja dohotka građana
2008.	rast akciza u okviru harmonizacije sa poreskim zakonodavstvom EU	druga runda snižavanja doprinosa za socijalno osiguranje, ponovo uvođenje indeksacije penzija na bazi zbira stope inflacije i stope rasta zarada
2009.	druga runda rasta akciza u okviru harmonizacije sa poreskim zakonodavstvom EU, snižavanje subvencija, snižavanje javnih rashoda (tekućih, administrativnih)	snižavanje poreskog opterećenja zarada u okviru reforme poreza na dohodak, snižavanje poreskog opterećenja u okviru sistema korporativnog oporezivanja, rast javnih infrastrukturnih investicija
2010.	rast akciza na gorivo i cigarete	
2011.	snižavanje transfera II stubu penzionog osiguranja, povećavanje stope PDV-a, rast akciza na duvan, ukidanje olakšica u okviru oporezivanja potrošnje, zamrzavanje pragova u okviru oporezivanja dohotka, zamrzavanja zarada u javnom sektoru, uvođenje fiskalnog pravila koje ograničava međugodišnji rast javnih rashoda.	
2012.	uvođenje poreza na ekstrakciju bakra i srebra, rast stopa socijalnih doprinosa, snižavanje direktnih subvencija poljoprivrednicima, redukovanje javnih investicija, uvođenje dodatnih fiskalnih pravila vezanih za deficite lokalnih nivoa vlasti	
2013.	početak postepenog povećavanja starosne granice za odlazak u penziju, dodatno snižavanje javnih investicija	
2014.	sistemska reforma penzijskog osiguranja (dalje ograničavanje transfera privatnim penzionim fondovima)	
2015.		rast stopa indeksacije minimalnih penzija
2016.	jednokratni prihod od prodaje mobilnih i internet frekvencija, uvođenje poreza na imovinu finansijskih institucija	rast javnih rashoda za novi sistem dečijeg dodatka

Izvor: samostalna izrada autora

Budžet za 2013. godinu označio je početak postepenog povećavanja starosne granice za odlazak u penziju, produžavanje mere zamrzavanja zarada u javnom sektoru ali i dodatno snižavanje javnih investicija. Ipak, imajući u vidu nešto sporiji ekonomski rast i konsekvantna ciklična kretanja u fiskalnim finansijama (pre svega u kontekstu nižih poreskih prihoda u odnosu na planirane), na kraju 2013. godine je zabeležen blagi porast budžetskog deficita na 4,1% BDP-a (grafikon br. 3).

Jedna od najznačajnijih reformi u narednoj fiskalnoj godini odnosila se na penzijski sistem. Naime, decembra 2013. godine doneta je odluka da se u toku 2014. godine, izvrši jednokratni transfer sredstava u iznosu od blizu 9% BDP-a iz privatnih (drugi stub) u javni (prvi stub) penzijskog osiguranja (European Commission, 2014a). Međutim, iste godine (2014.) promenila su se pravila vezana za računovodstveno-statističku evidenciju javnih finansija u okviru EU. Naime, prema starim pravilima Evropskog sistema nacionalnih računa (engl. *European System of National and Regional Accounts, ESA*) koja su važila do septembra 2014. godine (ESA 1995) opisani transferi sredstava između privatnog i javnog stuba penzijskog osiguranja bili su klasifikovani kao javni prihod i sledsveno uključeni u obračun ukupnog budžetskog salda na kraju godine. Međutim, u skladu sa novim pravilima⁴² (ESA 2010) takvi transferi isključuju se pri izvođenju budžetskog balansa opšte države. Prema tome, kako je objašnjeno u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2014a) iako je Poljska na kraju 2014. godine beležila suficit od blizu 6% BDP-a po starom ESA1995 okviru, prema novim ESA2010 pravilima ipak je ostala u zoni deficita od oko 3,4% BDP-a.

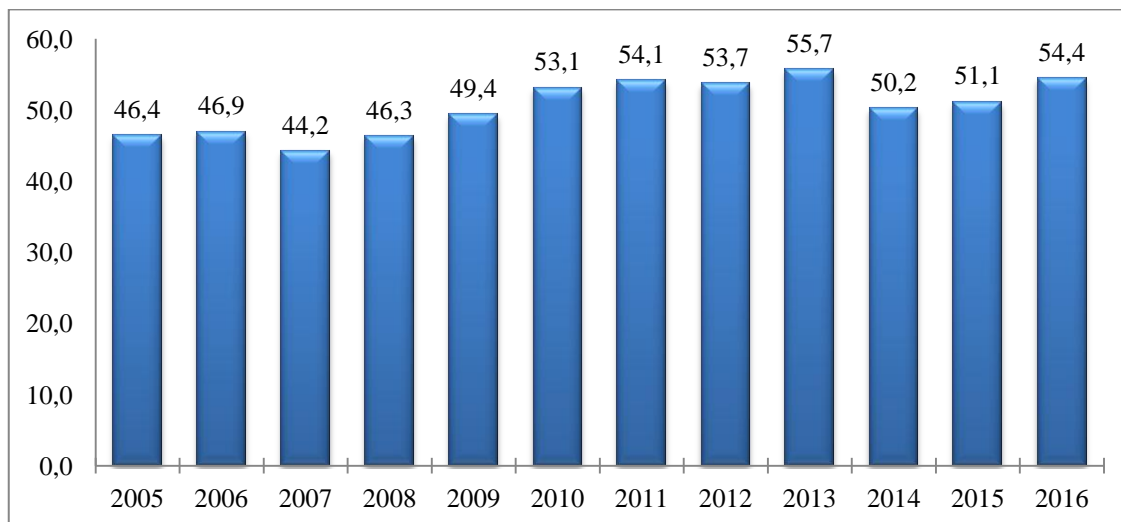
Imajući na umu sve prethodne konsolidacione napore kreatora ekonomske politike u Poljskoj, i bez novih mera u toku 2015. godine, a pre svega zahvaljujući nižim od planiranih javnih rashoda (uključujući rashode za zaposlene u javnom sektoru kao i rashode za servisiranje kamata na javni dug) na kraju te godine deficit opšte države iznosio je 2,6% BDP-a, što je najniži nivo još od 2007. godine.

Konačno, već u 2016. godini predviđen je rast javnih rashoda za novi sistem dečijeg dodatka sa očekivanim fiskalnim efektom od blizu 1% BDP-a koji je delimično finansiran jednokratnim prihodom od prodaje mobilnih internet frekvencija (0,5% BDP-a) i uvođenjem novog poreza na aktivu finansijskih institucija u februaru 2016. godine (European Commission, 2016a). Novi porez određenim finansijskim institucijama uvodi obavezu mesečnog izdvajanja za porez u iznosu od 0,0366% aktive, uz uvažavanje određenih poreskih ustupaka, olakšica i pragova. Kako objašnjava Evropska centralna banka (European Central Bank, 2016) porez na aktivu finansijskih institucija odnosi se na: domicilne banake, filijale stranih banaka, ogranke kreditnih unija, štedionice, kreditne zadruge, domicilna osiguravajuća i reosiguravajuća društva kao i na filijale stranih osiguravajućih i reosiguravajućih društava. Sa druge strane, ovaj porez se ne odnosi na državne banke, ali i na određene kategorije prethodno definisanih poreskih obveznika

⁴² Evropski sistem nacionalnih i regionalnih računa (ESA 2010) je najnoviji međunarodno kompatibilan računovodstveni okvir za praćenje i opisivanje ekonomskih dešavanja. Objavljen je u Službenom listu Unije 26. juna 2013. a u potpunosti implementiran u septembru 2014. godine. ESA 2010 se razlikuje od svog prethodnika (ESA 1995) i to kako u pogledu obuhvata tako i u pogledu pojedinih koncepata koji odražavaju promene u merenju aktivnosti moderne ekonomije, napredak u metodološkim istraživanjima i potrebe korisnika. Struktura ESA 2010 okvira je u skladu sa međunarodnim smernicama izloženim u poslednjoj verziji internacionalnih statističkih standarda o sistemu nacionalnog računovodstva SNA 2008 (engl. *System of National Accounts, SNA*) usvojenim od strane Statističke komisije UN-a. Opširnije pogledati u okviru namenskog dela zvanične internet prezentacije Eurostata-a: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/esa-2010>.

poput onih koji su u skladu sa posebnim odlukama pod državnim nadzorom ili u postupku restrukturiranja⁴³. Sve prethodno rezultiralo je budžetskim deficitom koji se i na kraju 2016. godine zadržao u dozvoljenoj zoni, odnosno ispod 3% BDP-a.

Grafikon 4. Poljska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

U skladu sa opisanim tendencijama u kretanju budžetskog deficita kretao se i javni dug Poljske u prethodnoj deceniji. Sa nivoa od *cca.* 46% BDP-a na kraju 2005. i 2006. godine javni dug je opao na 44,2% BDP-a na kraju 2007., godine kada je Poljska zabeležila i najniži budžetski deficit u posmatranom periodu. Ipak, sa rastom budžetskog deficita i sve manjim primanjima od privatizacije javni dug se već na kraju 2008. vratio na nivo od 46% BDP-a, da bi zatim nastavio dalje da raste na 49,4% BDP-a u 2009. (grafikon br. 4).

U 2010. godini, javno zaduženje se veoma približio granici od 55% BDP-a nakon koje je, u skladu sa poljskim fiskalnim pravilom, zakonski obavezno sprovođenje mera stabilizacije. Istovremeno, kretanje javnog duga u ovom periodu počinje da bude pod značajnim uticajem volatilnosti deviznog kursa, imajući u vidu srazmerno veliki kvantum instrumenata zaduživanja denominiranih u stranoj valuti (European Commission, 2010). Takođe, povećana averzija prema ulaganjima u dužničke hartije od vrednosti emergentnih ekonomija uticala je na rast kamatnih stopa i sledstveno troškova refinansiranja javnog duga.

Nakon što je 2011. godine dostiglo nivo od 54,1% BDP-a, a uzimajući u obzir paket mera fiskalne konsolidacije iz iste godine, u narednoj 2012. godini javno zaduženje je prvi put nakon 2007. zabeležilo tendenciju pada, da bi nakon toga međutim opet počeo da raste. Novi značajniji pad od 5,5% BDP-a, sa 55,7% BDP-a na kraju 2013. godine na 50,2% BDP-a na kraju 2014. godine rezultat je jednokratnog transfera sredstava u okviru sistema

⁴³ Pored toga, novi porez se ne primenjuje ni na kreditne institucije i osiguravajuća društva koja se nalaze u Uniji i obavljaju prekogranične bankarske aktivnosti u okviru „jedinstvenog Evropskog pasoša“ (engl. *European single passport*), sistema koji omogućava operaterima finansijskih usluga osnovanim u okviru jedne zemlje članice da pružaju usluge u drugim zemljama članicama Unije bez dodatnih zahteva autorizacije.

penzionog osiguranja. Tokom naredne dve godine javno zaduženje nastavlja da raste da bi fiskalnu 2016. godinu Poljska je završila sa javnim dugom od 54,4% BDP-a.

2.2. Turska

Zahvaljujući zadivljujućem programu fiskalne konsolidacije u periodu 2001-2006. godine Turska je Veliku recesiju dočekala u srazmerno boljoj fiskalnoj poziciji u odnosu na većinu emergentnih ekonomija. Naime, istorijski posmatrano, devedesete godine prošlog veka bile su dekada lošeg ekonomskog menadžmenta u Turskoj (IMF, 2005a). Ekonomski rast je bio izuzetno volatilan, a visoka inflacija⁴⁴ podigla je kamatne stope što je u kombinaciji sa brojnim unutrašnjim i spoljnim neravnotežama rezultiralo neodrživom ekonomskom putanjom. Sve pomenuto kulminiralo je finansijskom krizom krajem 2000. i početkom 2001. godine. U godinama koje su usledile kreatori ekonomske politike su uz pomoć Međunarodnog monetarnog fonda uspešno implementirali niz mera za stabilizaciju, a posebno mesto u toj strategiji oporavka zauzimala je restriktivna fiskalna politika.

U okviru stabilizacione fiskalne politike nakon 2001. godine implicitno fiskalno pravilo targetiranja primarnog suficita pokazalo se kao veoma efikasno. Prosečni primarni suficit u petogodišnjem periodu nakon 2002. godine iznosio je preko 5% BDP-a (IMF, 2007a) što je stimulisalo rast privatnog sektora, redukovalo udeo duga u BDP-u i stvorilo uslove za niže kamatne stope i premije na dužničke hartije od vrednosti javnog sektora. Sledstveno, udeo troškova kamata na javni dug u ukupnim javnim rashodima opao je sa 44% u 2000. na 22% u 2008. godini (Kaya & Yılar, 2011). Fiskalni prostor koji se konsekvntno stvorio iskorišćen je za različite socijalne programe, između ostalog za povećavanje obuhvata univerzalnog zdravstvenog osiguranja, povećavanje zarada u javnom sektoru za grupu zaposlenih sa najnižim primanjima, iniciranje projekata ruralnog razvoja kao za i preuređivanje oporezivanja dodatne vrednosti u pojedinim sektorima (Kaya & Yılar, 2011; World Bank, 2014). U izveštajima Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2005) se navodi da su česte, preuranjene i *ad hoc* ekspanzivne mere u petogodišnjem konsolidacionom periodu počevši od 2001. iznudile i veliki broj suboptimalnih rešenja, oličenih u dodatnim restriktivnim merama i to pre svega u domenu povećanja akciza ili redukcije javne investicione potrošnje. Sa druge strane, racionalizaciji tekućih izdataka posvećeno je premalo pažnje.

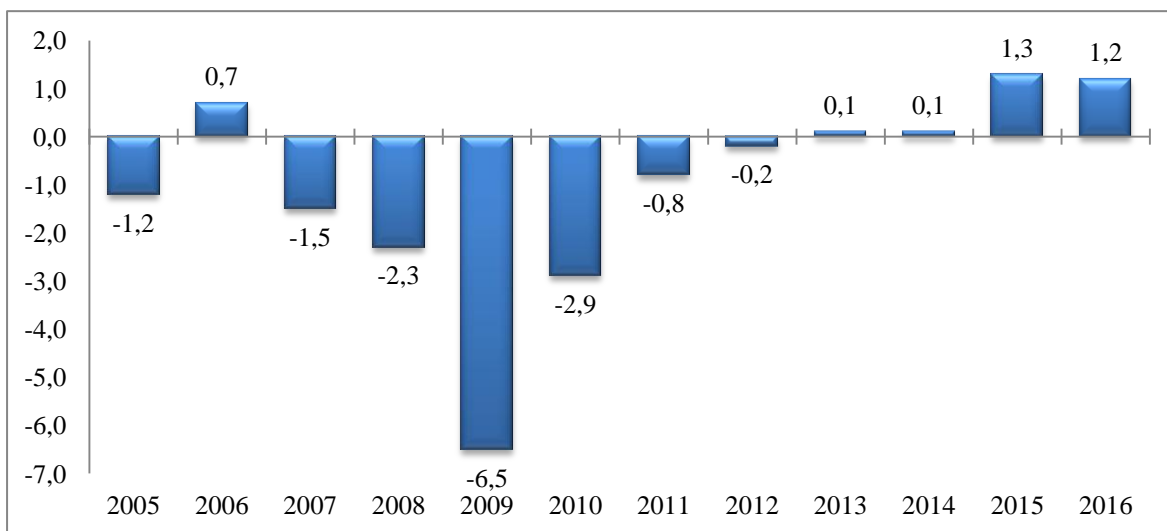
Sistemska reforma socijalnog osiguranja takođe je bila zanemarena, iako predstavlja jedan od ključnih elemenata fiskalnog sistema koji presudno utiče na njegovu održivost. Konkretno, Turska ima jednu od najnižih starosnih granica za odlazak u penziju (60 godina starosti za muškarce i 58 godina starosti za žene⁴⁵) dok istovremeno obezbeđuje drugu po visini penziju u okviru zemalja OECD-a (IMF 2007a). Zapravo, kako se objašnjava u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF 2007a) prosečan turski radnik sa punim stažom nakon penzionisanja ostvaruje pravo na penziju koja prevazilazi njegovu neto zaradu pre penzionisanja. Stoga penzijski sistem u Turskoj beleži kontinuirane deficite uprkos srazmerno visokim stopama doprinosa ali i demografskom profilu stanovništva

⁴⁴ Stopa inflacija je dostigla maksimum 1994. kada je iznosila vise od 100%.

⁴⁵ Pomenuta granica odnosi se na penzionere koji su počeli sa uplatama doprinosa za penzijsko osiguranje pre aprila 2008. godine. Za one koji su u sistem penzionog osiguranja ušli nakon tog datuma starosna granica će se gradualno povećavati počevši od 2036. godine i to za godinu dana na svake dve godine, kako bi na kraju prelaznog perioda (2048. godine) ona iznosila 65 godina starosti kako za žene tako i za muškarce.

koju čini relativno mlađa populacija. U tom smislu, stope obaveznog socijalnog osiguranja su relativno visoke u poređenju sa međunarodnim standardima (World Bank, 2014).

Grafikon 5. Turska: kretanje budžetskog salda opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Efekat pretežno restriktivne fiskalne dinamike u konsolidacionom periodu 2001-2006. godine bio je budžetski suficit od oko 0,7% BDP-a na kraju tog razdoblja. Međutim, kako se zapaža sa grafikona br. 5. naredne godine donele su nove izazove za kreatore ekonomske politike u Turskoj. U prvoj polovini 2007. godine fiskalna politika je bila izrazito ekspanzivna, pre svega zbog predizbornog povećanja tekućih izdataka ali i usporavanja privatizacije i pada prihoda po tom osnovu. Volatilan ekonomski rast koji se u poslednjem kvartalu 2007. prepolovio u odnosu na prvi kvartal iste godine (OECD, 2008) negativno je uticao na poresku stranu budžeta uslovljavajući pad prihoda od indirektnih poreza, naročito PDV-a. Sa druge strane, pojedine rashodne kategorije, pre svega transferi institucijama socijalnog osiguranja, subvencije za poljoprivredu i izdaci za zdravstvenu zaštitu zabeležili su značajan rast. Problemi u poslovanju preduzeća u državnom vlasništvu (naročito u energetskom sektoru) samo su dodatno naglasili fiskalnu neravnotežu. Iako su u drugoj polovini godine preduzete neke korektivne akcije, sve pomenuto rezultiralo je pogoršanjem budžetskog salda koji je zabeležio deficit od 1,5% na kraju 2007. godine.

Ekspanzivna fiskalna politika nastavila se i u narednoj godini a planirane mere uključujući redukciju doprinosa za obavezno socijalno osiguranje od 5%, povećanje realnih zarada u javnom sektoru i rast javnih investicija uveliko su bile implementirane kada su se pojavili prvi znaci globalne krize kasne 2008. godine. Naime, u maju 2008. godine usvojen je paket mera za podsticanje zaposlenosti koji je između ostalog sadržao redukciju socijalnih doprinosa na teret poslodavca sa 19,5% na 14,5% bruto zarade ali i značajne petogodišnje olakšice za zapošljavanje žena i mladih (od 19 do 29 godina) koji su prethodno bili nezaposleni duže od 6 meseci. Zapravo, u prvoj godini socijalni doprinosi za pomenute kategorije novozaposlenih radnika bili su u potpunosti finansirani od strane države, da bi u narednim godina participacija države u ukupnim doprinosima smanjivana za 20% godišnje, odnosno na 80% u drugoj godini, 60% u trećoj, 40% u četvrtoj i 20% u petoj godini (World Bank, 2014).

Tabela 2. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Turskoj 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2007.		povećanje tekućih rashoda - transfera institucijama socijalnog osiguranja, subvencija za poljoprivredu i izdataka za zdravstvenu zaštitu
2008.		paket mera za podsticanje zaposlenosti, redukcija doprinosa za socijalno osiguranje, povećanje realnih zarada u javnom sektoru, rast javnih investicija
2009.	povećanje akciza na duvan i gorvo	anti-krizni paketa stimulacionih mera - uvođenje privremenih olakšica u okviru oporezivanja potrošnje pojedinih dobara (prirodni gas), rast infrastrukturnih investicija, rast transfera institucijama socijalnog osiguranja, nove mere za podsticanje zaposlenosti
2010.	povećanje akciza na gorivo, duvan i alkoholna pića, povećanje naknade za korišćenje puteva i mostova kao i pojedinih taksa i naknada, ukidanje olakšice u okviru oporezivanja potrošnje iz 2009. godine	
2011.	rast prihoda od privatizacije, koordinisane akcije poreske administracije usmerene na unapređenju poreskog morala i borbu protiv poreske evazije	
2012.	rast jednokratnih primanja iz programa restrukturiranja i privatizacije preduzeća u državnom vlasništvu	
2016.		povećanje tekuće potrošnje uoči novih izbora, nove subvencije na tržištu rada

Izvor: samostalna izrada autora

Pored pomenutih diskrecionih mera fiskalne politike, počevši od druge polovine 2008. godine i automatski stabilizatori ispoljili su snažno dejstvo. Naime, usporavanje ekonomske aktivnosti još jednom se negativno održilo na kvantum javnih prihoda i rashoda cikličnog karaktera (pad prihoda od direktnih poreza, rast javnih rashoda transfernog tipa). Rezultat opisanih kretanja bio je budžetski deficit od 2,3% BDP-a na kraju 2008. godine.

Već početkom 2009. godine usvojen je novi paket mera za stimulisanje ekonomije u iznosu od oko 2% BDP-a. Sa prihodne strane, mere u okviru fiskalnog anti-kriznog paketa uključivale su redukciju poreskog opterećenja u okiru oporezivanja potrošnje pojedinih dobara, pre svega prirodnog gasa (OECD, 2010), dok su sa rashodne strane, prioritet dobile infrastrukturne investicije koje su povećane naročito sektorima obrazovanja, zdravstvene zaštite, tehnoloških istraživanja, transporta i informacionih tehnologija kao i investicije u obnovljive izvore energije i unapređenje poljoprivredne infrastrukture (Government of Turkey, 2008). Dodatno, unapređeni su i programi državnih garancija kako bi se stimulisalo kreditiranje privatnog sektora, a posebno malih i srednjih preduzeća (OECD, 2010). U toku godine povećani su i transferi institucijama socijalnog osiguranja koje su zabeležile deficit od oko 3% BDP-a (European Commission, 2010). Takođe anti-krizni paket doneo je i još jednu meru redukcije doprinosa za socijalno osiguranje, ovaj put za nezaposlene koji su na tržištu rada duže od tri meseca. Naime, poslodavci koji bi povećali svoju radnu snagu zapošljavanjem radnika iz ove kategorije bili su oslobođeni plaćanja doprinosa u narednih 6 meseci (World Bank, 2014).

Imajući u vidu opseg stimulativnih mera ekspanzivne fiskalne politike u drugoj polovini 2009. godine usvojene su i kompenzatorne konsolidacione akcije povećanja akciza na duvan i gorivo koje su, međutim, imale veoma mali fiskalni efekat – svega 0,5% na godišnjem nivou (IMF, 2010). Kao rezultat opisanih fiskalnih tendencija budžetski deficit je gotovo utrostručen u toku 2009. godine, na kraju koje je iznosio 6,5% BDP-a.

Tokom 2010. godine najveći deo anti-kriznog paketa fiskalne ekspanzije je povučen a u prvi plan su došle restriktivne, konsolidacione mere. Početkom 2010. godine još jednom su povećane akcize na gorivo, duvan i alkoholna pića, ali i naknade za korišćenje puteva i mostova kao i pojedine takse i naknade dok su olakšice u okviru oporezivanja potrošnje prirodnog gasa su ukinute (OECD, 2010). Istovremeno, zamznute su zarade zaposlenih u javnom sektoru, ali i povećane participacije pacijenata u okviru sistema zdravstvene zaštite. Sa druge strane, oporavak ekonomije povoljno se odrazio na poreske prihode, a jedina ekspanzivna mera bilo je *ad hoc* povećanje penzija za penzionere sa najnižim primanjima sa efektom od oko 0,3% BDP-a (IMF, 2010a). Pretežno restriktivna fiskalna politika uticala je na snižavanje budžetskog deficita za 3,6 procentna poena odnosno na 2,9% BDP-a na kraju 2010. godine.

Uprkos činjenici da je 2011. godina bila godina u kojoj su se u Turskoj održavali parlamentarni izbori, fiskalne performanse su nastavile da se poboljšavaju. Dodatno, u ovom periodu kreatori ekonomske politike počeli su da posvećuju posebnu pažnju unapređenju poreskog morala i borbi protiv različitih oblika poreske evazije. Kako se objašnjava u istraživanju OECD-a (OECD, 2012) koristeći sve mogućnosti savremenih informacionih tehnologija uvedeno je unakrsno proveravanje prijave poreskih obveznika i to uzimajući u obzir imovinu koju poseduju ali i uvažavajući njihovu profesionalnu pozadinu kao i trendove u potrošnji. Takođe, objavljeni su planovi Ministarstva finansija

da poveća broj poreskih inspektora sa 4.000 na 15.000 u roku od nekoliko godina. Neosporno, svi eventualni dodatni prihodi ostvareni na ovaj način veoma su značajni kako sa aspekta održivosti javnih finansija tako i sa aspekta pravičnosti poreskog sistema.

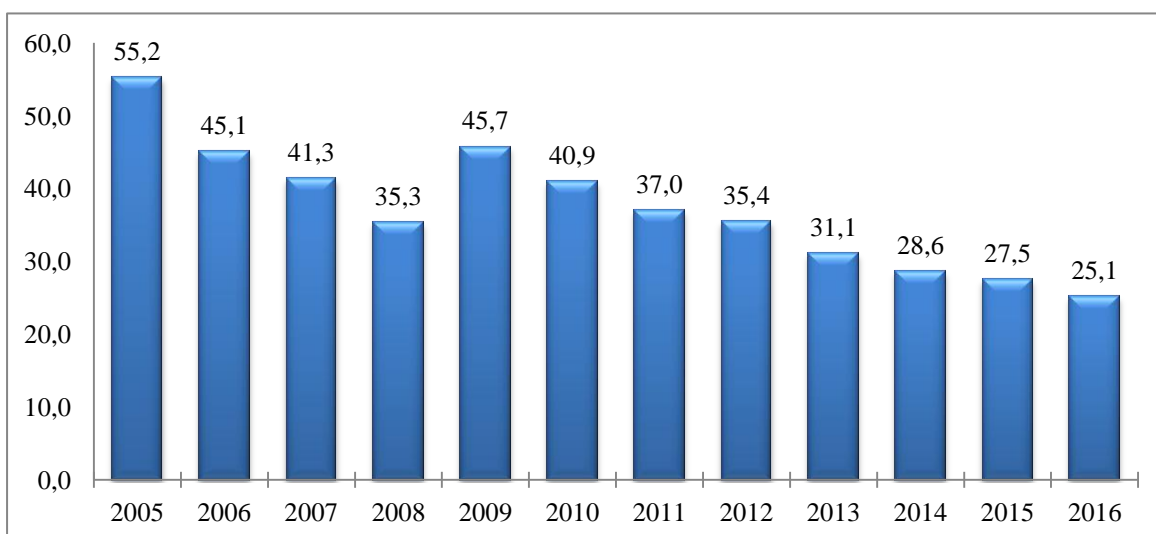
Budžetski deficit je iznosio 0,8% BDP-a na kraju 2011. godine a trend njegovog smanjivanja nastavljen je i u godinama koje su usledile i to pre svega zbog snažnijeg od očekivanog ekonomskog rasta ali i usled jednokratnih prihoda iz programa restrukturiranja i privatizacije. To je u isto vreme omogućilo i povećanje javne potrošnje bez ugrožavanja fiskalne održivosti, imajući u vidu da ne postoje zakonska ograničenja koja se odnose na raspolaganje i eventualnu namenu potrošnje svih sredstava iz privatizacije iznad onih koja su planirana za odgovarajuću godinu. Pomenute konsideracije dovele su u pitanje održivost fiskalnih efekata postignutih konsolidacijom. Naime, kako objašnjava Međunarodni monetarni fond (IMF, 2014a) nediskrecioni primarni rashodi države čine dve trećine ukupnih rashoda turskog budžeta, a upravo primarna potrošnja javnog sektora porasla je za 5,4% procentna poena BDP-a u periodu 2006-2013., značajno više od 3% BDP-a, koliko je u istom periodu iznosio fiskalni prostor oslobođen redukcijom rashoda na kamate na javni dug. Prebačaj prihoda od oporezivanja potrošnje i prilivi po osnovu privatizacije omogućili su maskiranje uvećane javne potrošnje ali po ceni pogoršavanja budžetske strukture. Nedostatak kredibilnog plana (racionalne) javne štednje u periodu ekonomske ekspanzije, a imajući na umu ciklični karakter prihoda od potrošnih poreza, svakako sužava prostor za eventualno kontraklično delovanje fiskalne politike u slučaju recesivnih tendencija, što je ujedno i jedna od najozbiljnijih mana fiskalnog sistema u Turskoj.

Fiskalna politika je tokom naredne tri godine (2012-2014.) bila uglavnom neutralna, a budžetski saldo blizu ravnotežnog nivoa. Uprkos lošem poslovanju nekih preduzeća u državnom vlasništvu, pre svega u okviru energetskog sektora (IMF, 2014a), budžetski saldo na kraju 2015. godine beleži suficit od 1,3% BDP-a, koji je ostao na približno istom nivou i na kraju sledeće godine iako je tokom 2016. godine fiskalna politika ponovo poprimila ekspanzivni tok (IMF, 2016b) pre svega zbog povećane potrošnje uoči novih izbora (ali i mere privremenih subvencija na tržištu rada koje su imale za cilj da delimično anuliraju rast minimalne zarade).

Zahvaljujući visokim primarnim suficitima u periodu fiskalne konsolidacije 2001-2007. godine, ali i snažnom ekonomskom rastu, javni dug Turske od početka novog milenijuma beleži snažnu silaznu putanju. Osim primarnih suficita, pomenutoj tendenciji doprineo je i snažan ekonomski rast dok je apresijacija turske lire imala gotovo zanemarljiv efekat. Naime, važan deo strategije upravljanja javnim dugom u pomenutom periodu podrazumevao je zamenu instrumenata javnog zaduženja denominiranih u stranoj valuti u one denominirane u domicilnoj (World Bank, 2014). Na taj način smanjivana je izloženost riziku deviznog kursa, ali su sledstveno umanjena i eventualna pozitivna dejstva fluktuacije kursa na stok javnog duga.

U tandemu sa visokim budžetskim deficitom od preko 6% BDP-a na kraju 2009. godine, udeo javnog duga u BDP-u je za samo godinu dana značajno uvećan (grafikon br. 6). Ipak, obazriva fiskalna politika, opadajuće kamatne stope i revitalizacija ekonomskog rasta bili su glavni faktori koji su nakon 2009. opredelili silaznu putanju javnog duga. Udeo javnog duga u BDP-u je opadao u proseku za *cca.* 3% godišnje u periodu 2010-2014. godine odnosno sa 40,9% na početku tok perioda na 28,6% na kraju 2014. Uprkos procikličnim merama fiskalne politike, budžetski saldo ostaje u suficitarnoj zoni i tokom 2015. i 2016. godine, što svakako utiče na dalju redukciju nivoa javnog zaduženja (grafikon br. 6).

Grafikon 6. Turska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

2.3. Mađarska

U poređenju sa ostalim emergentnim ekonomijama iz uzorka Mađarska je na početku novog milenijuma beležila srazmerno najlošije fiskalne performanse. Naime, na kraju 2005. godine budžetski deficit iznosio je visokih 7,8% mađarskog BDP-a, uprkos merama štednje koje su implementirane u toj ali i prethodnim godinama. Konkretno, reč je o merama koje je trebalo da stave pod kontrolu prekomerno trošenje javnih sredstava poput pooštavanja kriterijuma za poreske olakšice, redukcije subvencija za farmaceutske kompanije, povećavanja participacije pacijenata u okviru sistema zdravstvene zaštite sekundarnog i višeg novoa, smanjivanja broja zaposlenih u državnoj administraciji ali i uvođenja prakse da se najveći deo javnih infrastrukturnih investicija izvodi u formi javno-privatnog partnerstva (European Commission, 2004).

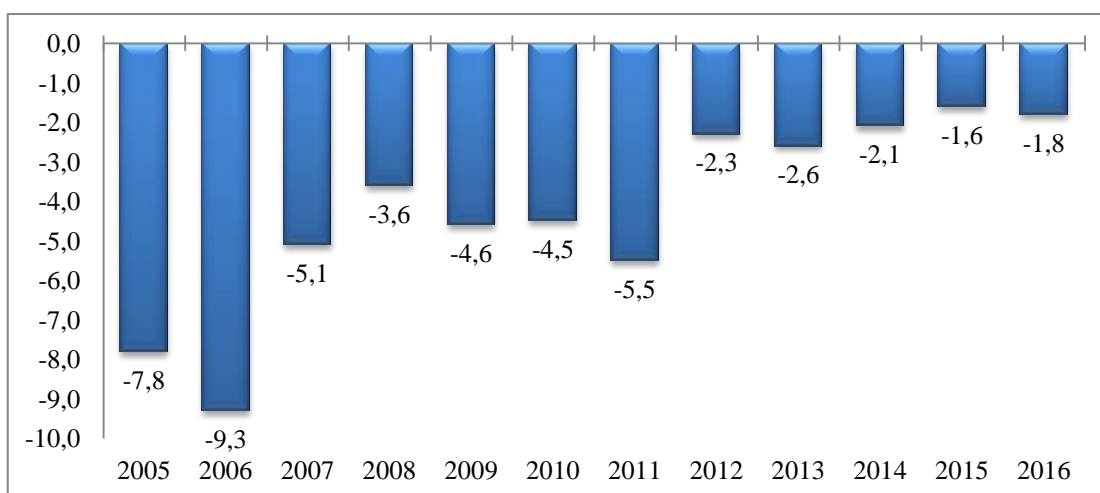
Uprkos visokom deficitu iz prethodne godine, tokom prve polovine fiskalne 2006. godine praktikovana je ekspanzivna politika, delimično motivisana političkim izbornim ciklusom koji se završavao te godine. Pomenuti tok fiskalne politike bio je podržan merama redukcije opšte stope PDV-a (sa 25% na 20%) i snižavanjem najviše marginalne stope u okviru sistema oporezivanja dohotka, sa jedne strane, kao i ekspanzijom tekuće potrošnje ali i javnih investicija, sa druge (European Commission, 2006). Nedostatak strukturnih reformi kao i činjenica da su rashodi za kamate bili viši od očekivanih (zbog rasta kamatnih stopa ali i uvećavanja javnog zaduženja) svakako su dodatno naglasili fiskalnu neravnotežu u ovom periodu.

U drugoj polovini 2006. godine, reizabrani kreatori ekonomske politike preduzeli su izvesne konsolidacione mere koje su, međutim, samo delimično kompenzovale negativne efekte fiskalne ekspanzije iz prethodnog perioda. Julski paket restriktivnih mera fiskalne politike (koji je stupio na snagu 1. septembra 2006. godine) sadržao je rast poreskog opterećenja za 0,8% BDP-a (rast niže stope PDV-a, rast akciza na alkohol i duvan, rast stopa doprinosa za zdravstveno osiguranje kao i za osiguranje za slučaj nezaposlenosti) ali

i brojna zamrzavanja u okviru tekućih javnih rashoda, rashoda za zaposlene u javnom sektoru ali i redukciju javnih investicija (European Commission, 2007). Ipak, budžetski deficit na kraju 2006. godine porastao je na visokih 9,3% BDP-a (grafikon br. 7).

Pun (celogodišnji) efekat paketa konsolidacionih mera sa kraja 2006. godine fiskalno je efektuiran tek u narednoj godini. Uprkos jednokratnim transferima iz budžeta za Mađarsku državnu železnicu u toku 2007. godine budžetski deficit je opao za 4,2 procentna poena odnosno na 5,1% BDP-a koliko je iznosio na kraju te godine. Tokom fiskalne 2008. godine deficit je nastavio da opada a pažnja kreatora ekonomske politike preusmerila se na borbu protiv poreske evazije odnosno na mere koje targetiraju efikasniju naplatu poreza (European Commission, 2008) kao i na neka manja prilagođavanja na strani javnih rashoda. Imajući na umu sve prethodno rečeno, može se zaključiti da je trogodišnji program konsolidacije tokom perioda 2006-2008. godine bio uspešan, iako se ponekad naglašava (npr. European Commission, 2010) da je previše korektivnih mera bilo fokusirano na povećanje poreskih prihoda dok je premalo pažnje posvećeno racionalizaciji tekuće potrošnje i neophodnim strukturnim reformama.

Grafikon 7. Mađarska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

U prvoj polovini 2009. godine prihodi i rashodi budžeta bili su u najvećoj meri determinisani cikličnim kretanjima. Međutim, uvažavajući novo pogoršanje fiskalne pozicije, u drugoj polovini godine kreatori ekonomske politike koncipirali su srednjoročni program mera za konsolidaciju i stabilizaciju javnih finansija. Jedine dve mere iz pomenutog paketa koje su implementirane već u 2009. godini odnosile su se na rast akciza na gorivo, duvan i alkoholna pića kao i rast opšte stope PDV-a sa 20% na 25% (European Commission, 2009). Uprkos jednokratnim faktorima poput ranije naplate dividendi od preduzeća u državnom vlasništvu, prebacivanju dela sredstava iz drugog u prvi stub penzijskog osiguranja, kao i kašnjenju u refundaciji po osnovu pojedinih kategorija poreza, fiskalnu 2009. godinu Mađarska je završila sa budžetskim deficitom od 4,6% BDP-a.

Fiskalna konsolidacija tokom 2010. godine sa rashodne strane bazirala se na zamrzavanju zarada zaposlenih u javnom sektoru, merama štednje u okviru socijalnih transfera kao i na redukciji stambenih subvencija ali i nižim rashodima lokalnih nivoa vlasti (European

Commission, 2010). Sa prihodne strane, osim punog efekta povećanja opšte stope PDV-a, uveden je i novi porez na finansijske institucije (sa očekivanim fiskalnim efektom od 0,7% BDP-a po godini) kao i privremeni porezi u okviru sektora energetike, telekomunikacija i trgovine sa očekivanim efektom od 0,6% BDP-a u 2010. i 2011. godini (OECD, 2011).

U narednom srednjoročnom periodu fiskalne mere u Mađarskoj počinju da se fokusiraju na modernizaciju poreskog sistema kao i na prebacivanje dela poreskog tereta sa rada na potrošnju, a sve u cilju podsticanja zaposlenosti i ekonomskog rasta. Jedan od osnovnih koraka u tom pravcu odnosio se na reformu sistema oporezivanja dohotka koja je otpočela 2011. godine a u okviru koje je predviđeno gradualno umanjenje poreskog opterećenja rada uz institucionalizovanje jedinstvene (marginalne) poreske stope za oporezivanje dohotka (od 16%) ali i uvođenje značajnih odbitaka i olakšica za porodice sa decom. Kako se navodi u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2011a) fiskalni efekat pomenutog redefinisavanja načina na koji se oporezuje dohodak fizičkih lica i umanjenje poreskog opterećenja po tom osnovu procenjen je na 1,75% BDP-a u 2011. godini i još oko 1,5% BDP-a u naredne dve godine. Sa rashodne strane, dodatni fiskalni pritisak stvorila je odluka o preuzimanju duga transportnih kompanija u državnom vlasništvu. Kako bi se u određenoj meri anulirao negativan efekat pomenutih mera, predviđene su i kompenzatorne konsolidacione akcije koje su se u najvećoj meri oslanjale na jednokratna povećanja prihodne strane budžeta. Najznačajnija od njih je svakako *de facto* nacionalizacija sistema penzijskog osiguranja odnosno ukidanje obaveznog privatnog stuba osiguranja uz transfer sredstava od oko 9,7% BDP-a u javni fond (European Commission, 2012). Rezultat je bio prividni suficit budžeta od oko 4% BDP-a po ESA 1995 klasifikaciji (koja je tada još uvek bila na snazi) dok je po ESA 2010 klasifikaciji⁴⁶ reč zapravo o deficitu od 5,5% BDP-a.

Konačno, u 2011. godini usvojen je i program strukturnih mera za konsolidaciju javnih finansija sa primenom u 2012. i 2013. godini i očekivanim fiskalnim efektom od 2% odnosno 3% u tim godinama, respektivno. Kako objašnjava Evropska komisija (European Commission, 2011) konsolidacione mere sa rashodne strane oslanjale su se primarno na redukciju javne potrošnje u okviru intervencija na tržištu rada, dalju eliminaciju farmaceutskih subvencija, zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, pooštavanje uslova za privremeni odlazak u penziju, kao i unapređenje efikasnosti lokalnih nivoa vlasti. Sa prihodne strane, dodatna sredstva očekivana su od produženog važenja privremenog poreza za finansijske institucije (čija je primena prvobitno bila planirana do kraja 2012. godine), uvođenja dodatnih naknada za korišćenje puteva, povećavanje pojedinih kategorija akciza i tzv. zelenih poreza, proširivanja poreske osnovice i odlaganja predviđenog smanjenja poreske stope u okviru sistema poreza na dobit pravnih lica (European Commission, 2011).

Tokom 2012. godine pomenutim merama pridruženo je i novo povećavanje opšte poreske stope PDV-a (sa 25% na 27%), zatim dodatni poreski namet u sektoru telekomunikacionih usluga kao i redukcija javnih investicija (European Commission, 2012). Sve pomenuto rezultiralo je značajnim smanjenjem budžetskog deficita na 2,3% BDP-a na kraju 2012. godine.

⁴⁶ Videti fusnotu br. 42 u okviru tačke 2.1. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama – Poljska.

Tabela 3. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Mađarskoj 2005-2016.

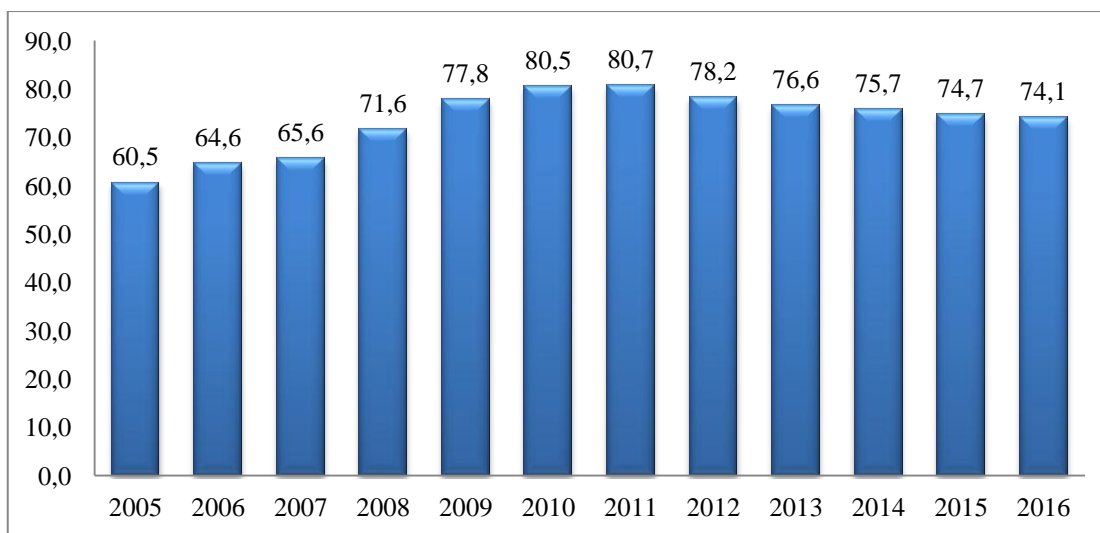
godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2005.	pooštavanje kriterijuma za poreske olakšice, redukcija subvencija, povećavanje participacije pacijenata u okviru sistema zdravstvene zaštite, smanjivanje broja zaposlenih u državnoj administraciji, jačanje javno-privatnog partnerstva	
2006.	rast niže stope PDV-a, akciza na alkoholna pića i duvan, i doprinosa za socijalno osiguranje, zamrzavanje nivoa tekućih javnih rashoda i rashoda za zaposlene u javnom sektoru	redukcija opšte stope PDV-a, snižavanje najviše marginalne stope u okviru sistema oporezivanja dohotka, ekspanzija javnih investicija
2009.	rast akciza na gorivo, duvan, i alkoholna pića, rast opšte stope PDV-a	
2010.	zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, redukcija socijalnih transfera i stambenih subvencija, racionalizacija rashoda lokalnih nivoa vlasti, uvođenje novih (privremenih) poreza u okviru sektora finansijskih usluga, energetike, telekomunikacija i trgovine	
2011.	zamrzavanju zarada zaposlenih u javnom sektoru, redukcija farmaceutskih i subvencija na tržištu rada, povećavanje naknada za korišćenje puteva, rast akciza i zelenih poreza, proširenje poreske osnovice poreza na dobit pravnih lica	smanjenje poreskog opterećenja rada
2012.	rast opšte poreske stope PDV-a, dodatni poreski nameti u sektoru telekomunikacija, redukcija javnih investicija	
2013.		povećavanje rashoda za stimulativne mere u sektoru MSP, povećavanje rashoda za novi plan kompenzacija za nastavnike u osnovnom i srednjem obrazovanju, povećanje socijalnih transfera i tekućih rashoda za kupovinu dobara i usluga
2016.		redukcija poreskog opterećenja dohotka građana, smanjenje opšte stope PDV-a za pojedine kategorije proizvoda i usluga, povećanje poreskih olakšica za porodice sa dvoje ili više dece, redukcija poreza na finansijske institucije, povećavanje infrastrukturnih investicija, rast rashoda u okviru sektora državnog obrazovanja, uvođenje novog stambenog programa

Izvor: samostalna izrada autora

Tokom fiskalne 2013. godine deficit je u odnosu na prethodnu godinu samo blago povećan (za oko 0,3% BDP-a) i to prevashodno kao posledica novih stimulativnih mera za mala i srednja preduzeća (MSP) koje su podrazumevale targetirano umanjenje stope doprinosa za socijalno osiguranje i uvođenje novog poreza za grupu MSP a sve u kontekstu usvojenog Plana za očuvanje radnih mesta (engl. *Job Protection Plan*), zatim novog plana kompenzacija za nastavnike u osnovnom i srednjem obrazovanju, ali skromnom povećanju socijalnih tranfera i tekućih rashoda za kupovinu dobara i usluga (European Commission, 2013, 2014a).

Unapređenje efikasnosti poreske administracije i snažan ekonomski rast tokom 2014. godine pozitivno su se odrazili na fiskalna kretanja, pa je zabeleženo novo smanjenje deficita budžeta, koji je na kraju ove godine iznosio 2,1% BDP-a. Pozitivna kretanja nastavila su se i u 2015. godini (grafikon br. 7). Rashodi za kamate nastavili su da opadaju, u ritmu smanjenja nivoa javnog duga, a dodatni prihodi ostvareni su i prodajom licenci za telekomunikacione frekvencije. Novostvoreni prostor iskorišćen je za fiskalnu ekspanziju donekle preuranjeno, već u 2016. godini. Sa prihodne strane reč je o redukciji poreskog opterećenja u okviru sistema poreza na dohodak građana, zatim smanjenju stope PDV-a za pojedine kategorije proizvoda i usluga (uključujući novogradnju stambenih objekata), povećanju poreskih olakšica za porodice sa dvoje ili više dece, kao i značajnoj redukciji poreza na finansijske institucije (European Commission, 2016a). Sa rashodne strane, fiskalna ekspanzija je podrazumevala povećavanje infrastrukturnih investicija i rast rashoda u okviru sektora državnog obrazovanja ali i uvođenje novog stambenog programa – subvencija u iznosu od 10 miliona mađarskih forinti (oko 32.000 eura) za porodice sa troje i više dece koje kupuju prvu kuću, uz dodatno subvencionisanje kamatne stope na stambene bankarske kredite (IMF, 2016c).

Grafikon 8. Mađarska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

U svetlu visokih budžetskih deficita u periodu 2005-2007. godine, rastao je i javni dug Mađarske. Granica od 60% BDP-a prekoračena je već 2005. godine, dok se u naredne tri

godine javno zaduženje opšte države uvećalo za više od 5 procentnih poena, odnosno na 65,6% BDP-a na kraju 2007. godine. Usporavanje ekonomskog rasta tokom 2008. i 2009. godine, ali i značajna depresijacija mađarske forinte uticala je na novo povećanje udela javnog duga u BDP-u od čak 6% u toku svake od te dve godine. Konačno, na kraju 2010. godine javni dug prešao je 80% BDP-a, što predstavlja rast od 20 procentnih poena u šestogodišnjem periodu 2005-2010. (grafikon br. 8).

Uprkos otpočinjanju programa fiskalne konsolidacije kao i značajnom jednokratnom transferu sredstava iz privatnih u javni fond penzijskog osiguranja u toku 2011. godine, novi talas depresijacije forinte povećao je nacionalnu vrednost inostrane komponente javnog duga (European Commission, 2014a) i zapravo učinio da ukupni efekat fiskalnih kretanja na javni dug, umesto očekivanog sniženja, bude gotovo neutralan. Čvrsta fiskalna politika počevši od 2012. godine, kao i uspešna implementacija mera fiskalne konsolidacije tokom narednog trogodišnjeg perioda, preokrenuli su dotadašnji trend u kretanju javnog duga. Naime, počevši od 2012. godine udeo javnog duga u BDP-u počinje da opada i to u proseku za 2 procentna poena godišnje u periodu 2012-2013. a zatim nešto sporije tokom naredne tri godine.

2.4. Rumunija

U periodu od početka novog milenijuma pa sve do izbijanja finansijske krize a zatim i Velike recesije koja je usledila, fiskalna politika u Rumuniji je bila izrazito prociklična. Snažna ekonomska ekspanzija i cikličan rast poreskih prihoda iskorišćen je za povećavanje zarada zaposlnih u državnoj upravi, rast penzija, socijalnih transfera, tekućih rashoda za kupovinu dobara i usluga, ali i subvencija. Takođe, tokom 2005. godine usvojene su mere snižavanja poreskog opterećenja dohotka građana i dobiti preduzeća sa ukupnim fiskalnim efektom od oko 1% BDP-a (European Commission, 2006).

Izrazito ekspanzivna fiskalna politika rezultirala je postepenim rastom budžetskog deficita od svega 0,8% BDP-a na kraju 2005. do 2,8% na kraju 2007. godine, uprkos pozitivnim cikličnim kretanjima. Takođe, tokom pomenutog perioda osim ekspanzije javne potrošnje upečatljiva je bila i negativna promena njene strukture, u pravcu uvećavanja udela komponente tekuće potrošnje na račun smanjivanja udela kapitalnih, javnih infrastrukturnih investicija.

Parlamentarni izbori zakazani za 2008. godinu, iznudili su nastavak relaksirane fiskalne politike, iako su u to vreme signali nadolazećeg pogoršanja svetskih makroekonomskih izgleda već bili u potpunosti izvesni. Tokom perioda 2008-2009. godine budžetski saldo Rumunije je naglo pogoršan, a neki od značajnih faktora koji su doprineli tome bile su odluke da se primanja penzionera u ovom kratkom periodu praktično dupliraju, a da se pri tome smanje doprinosi za socijalno osiguranje ali i da se jedan njihov deo preusmeri na novosnovani drugi stub privatnog penzijskog osiguranja (European Commission, 2008). Iako su učinjeni pokušaji da se pomenute mere delimično kompenzuju proširivanjem baze za plaćanje socijalnih doprinosa, i racionalizacijom javne investicione potrošnje, budžetski deficit je na kraju 2008. godine iznosio visokih 5,5% BDP-a.

Usporavanje ekonomske aktivnosti i posledično snažan pad naplate poreza tokom poslednja dva meseca 2008. godine ali i tokom 2009. godine, uslovio je postepeni prelazak

sa ekspanzivne na restriktivnu fiskalnu praksu. Neke od konsolidacionih mera koje su bile implementirane u budžet za 2009. godinu odnosile su se na redukciju bonusa na zarade u javnom sektoru, zamrzavanje zapošljavanja u državnoj administraciji, snižavanje subvencija i rashoda za nabavku roba i usluga, restriktivna pravila za indeksaciju penzija, povećavanje doprinosa za penzijsko osiguranje, eliminaciju određenog broja poreskih olakšica i odbitaka kao i povećavanje pojedinih kategorija akciza (European Commission, 2009). Sa druge strane, značajno uvećavanje javnih investicija kao i jednokratni paket mera za uravnoteženje platnog bilansa, ali i niži od očekivanog nominalni bruto domaći proizvod, doveli su Rumuniju na ivicu fiskalne održivosti sa deficitom od 9,5% BDP-a na kraju 2009. godine, najvećim koji je neka od emergentnih evropskih ekonomija zabeležila u posmtranom periodu (grafikon br. 9).

Počevši od fiskalne 2010. godine, kreatori ekonomske politike u Rumuniji prisupili su ozbiljnim merama štednje. Već je u budžet za odnosnu godinu bio ugrađen set mera za konsolidaciju sa fiskalnim efektom od oko 2% BDP-a sa rashodne strane (nominalno zamrzavanje zarada u javnom sektoru i penzija ali i redukcija rashoda za kupovinu dobara i usluga) i dodatnih *cca.* 0,5% BDP-a sa prihodne strane, primarno kao rezultat novog povećavanja akciza (European Commission, 2010). Ipak, nakon prvih nekoliko meseci 2010. godine primećeno je da pomenute mere neće biti dovoljne za dostizanje ciljanog nivoa deficita u toj godini, pa je target od prvobitno planiranih 6,4% BDP-a revidiran na 7,3% BDP-a uz usvajanje dodatnih mera fiskalne konsolidacije u julu te godine. Reč je o oštrim merama štednje na rashodnoj strani budžeta poput redukcije zarada zaposlenih u javnoj upravi za 25% (uz istovremeno smanjivanje broja zaposlenih po osnovu prirodnog odliva sa stopom zamene od 1 prema 7), redukciji socijalnih transfera⁴⁷ za 15% kao i smanjivanju rashoda za kupovinu roba i usluga za 10%. Sa prihodne strane ključna mera bilo je povećavanje opšte stope PDV-a za 5 procentnih poena, sa 19% na 24% (European Commission, 2011). Iako je pomenuti paket mera usvojen tek polovinom 2010. godine, rezultat opisanih odlučnih mera fiskalne konsolidacije očitovao se već na kraju te godine, kada se deficit budžeta smanjio za gotovo 3% BDP-a u uz jasne izgleda za dalju redukciju u narednom srednjoročnom periodu.

Sve prethodno usvojene mere konsolidacionog prilagođavanja ostale su na snazi i u 2011. godini, uz uvođenje nekoliko dodatnih akcija sa skromnim fiskalnim uticajem (redukcija subvencija u sektoru zdravstva, uvođenje obaveznog zdravstvenog osiguranja za penzionere sa penzijama višim od 740 rumunskih leja, itd). Međutim, u toku 2011. postala je pravosnažna odluka sudstva koja je nametnula dodatni fiskalni pritisak na rashodnu stranu budžeta. Reč je zapravo o tri vrste slučajeva (European Commission, 2012): zaposlenima iz pojedinih sektora koji nisu dobili bonuse koje su dobili zaposleni u drugim sektorima, nastavnicima koji nisu dobili povećanje zarada od 50% koje je bilo predviđeno u (izbornoj) 2008. godini, i pojedincima koji su se žalili na smanjenje zarada od 25%. Rumunski parlament je usvojio zakon po kojem će se onima koji su ostvarili pravo na nadoknadu sredstava po odluci suda ta sredstva isplaćivati u pet godišnjih tranši u periodu 2012-2016. Ipak, celokupan fiskalni efekat je u skladu sa važećim ESA pravilima morao biti evidentiran u godini u kojoj je postalo definitivno da takva obaveza države postoji (European Commission, 2012).

⁴⁷ Prvobitno je planirano i smanjivanje penzija za isti procenat ali se od te namere odustalo posle intervencije Ustavnog suda.

Tabela 4. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Rumuniji 2005-2016.

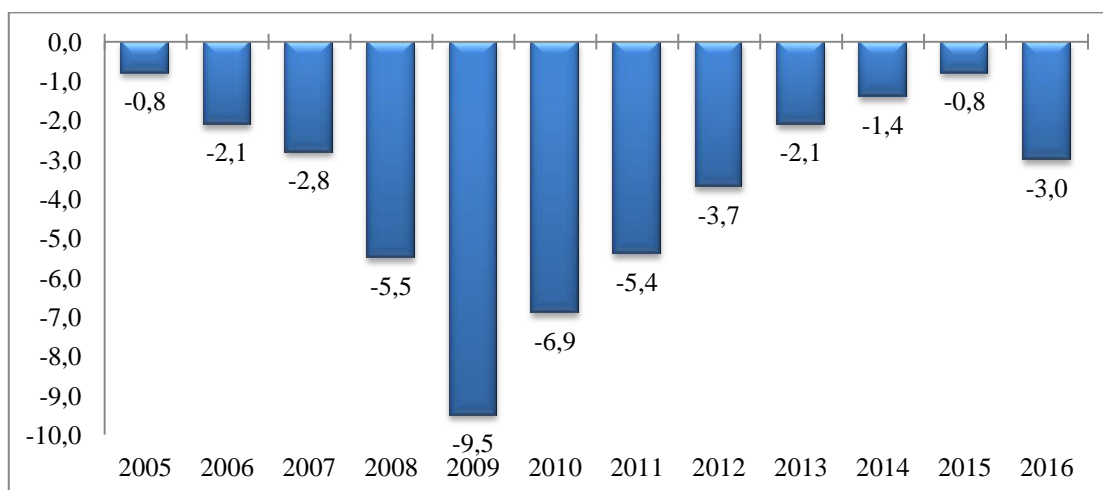
godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2005.		snižavanja poreskog opterećenja dohotka građana i dobiti preduzeća
2006.		rast zarada zaposlnih u državnoj upravi, penzija, socijalnih transfera, rashoda za kupovinu dobara i usluga i subvencija
2007.	smanjivanje javne investicione potrošnje	rast zarada zaposlnih u državnoj upravi i socijalnih transfera
2008.	proširivanje baze za plaćanje socijalnih doprinosa, dalje smanjivanje javne investicione potrošnje	novo povećavanje penzija, redukcija doprinosa za socijalno osiguranje
2009.	redukcija bonusa na zarade u javnom sektoru, zamrzavanje zapošljavanja u državnoj administraciji, snižavanje subvencija i rashoda za nabavku roba i usluga, uvođenje restriktivnih pravila za indeksaciju penzija, povećavanje doprinosa za penzijsko osiguranje, povećavanje akciza	povećavanje javnih investicija
2010.	redukcija zarada zaposlenih u javnoj upravi uz istovremeno smanjivanje broja zaposlenih, redukcija socijalnih transfera, smanjivanje rashoda za kupovinu roba i usluga, povećavanje opšte stope PDV-a	
2011.	redukcija subvencija u sektoru zdravstva	
2012.	dalje smanjivanje broja zaposlenih u državnoj upravi, povećavanje akciza na gorivo i duvan kao i naknade za ekstrakciju pojedinih vrsta ruda	
2013.	redukcija poreskih odbitaka, olakšica i oslobođenja, unapređenje oporezivanja poljoprivrede, uvođenje poreza na promet u okviru sektora MSP, usklađivanje poreskih stopa poreza na imovinu i akciza sa rastom potrošačkih cena	povećavanje penzija
2014.	povećanja akciza, proširivanje baze poreza na imovinu, uvođenje specijalnog poreza u građevinskom sektoru	limitirano i targetirano povećavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, redukcije doprinosa za socijalno osiguranje
2016.		snižavanje standardne stope PDV-a, uvećavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, ukidanje poreza na prihode od dividendi, uvođenje novih poreskih izuzetaka u okviru oporezivanja dohotka građana

Izvor: samostalna izrada autora

Takođe, bitno je napomenuti da su dugovi preduzeća u državnom vlasništvu tokom celog perioda konsolidacije u Rumuniji predstavljali značajan strukturni problem sa negativnim fiskalnim vibracijama. Sve prethodno rezultiralo je nešto blažim smanjenjem deficita tokom 2011. godine u odnosu na planiranu dinamiku. Imajući to na umu, kreatori ekonomske politike su tokom 2012. godine usvojili dodatne mere fiskalnog prilagođavanja. Sa rashodne strane, mere su se odnosile na prolongiranje odluke o zamrzavanju penzija i zarada zaposlenih u javnom sektoru, dalje smanjivanje broja zaposlenih u državnoj upravi, ali i povećavanje akciza na gorivo i cigarete kao i naknade za ekstrakciju pojedinih vrsta ruda. Takođe, tokom godine ostvaren je i značajan jednokratni nefiskalni prihod od prodaje nacionalnih telekomunikacionih licenci (European Commission, 2012).

Opisane odlučne mere tokom trogodišnjeg perioda fiskalne konsolidacije izazvale su brojne socijalne tenzije pa čak i proteste nezadovoljnih građana, ali su u fiskalnom kontekstu ispunile svoj primarni cilj - redukciju budžetskog deficita, usporavanje dinamike rasta javnog duga a zatim i njegovo postepeno smanjenje. Naime, sa alarmantnih 9,5% BDP-a na kraju 2009. budžetski deficit rumunskog budžeta je za samo tri godine smanjen na 3,7% BDP, koliko je iznosio na kraju 2012. godine, a postepeno poboljšanje fiskalne slike nastavljeno je i u narednim godinama.

Grafikon 9. Rumunija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

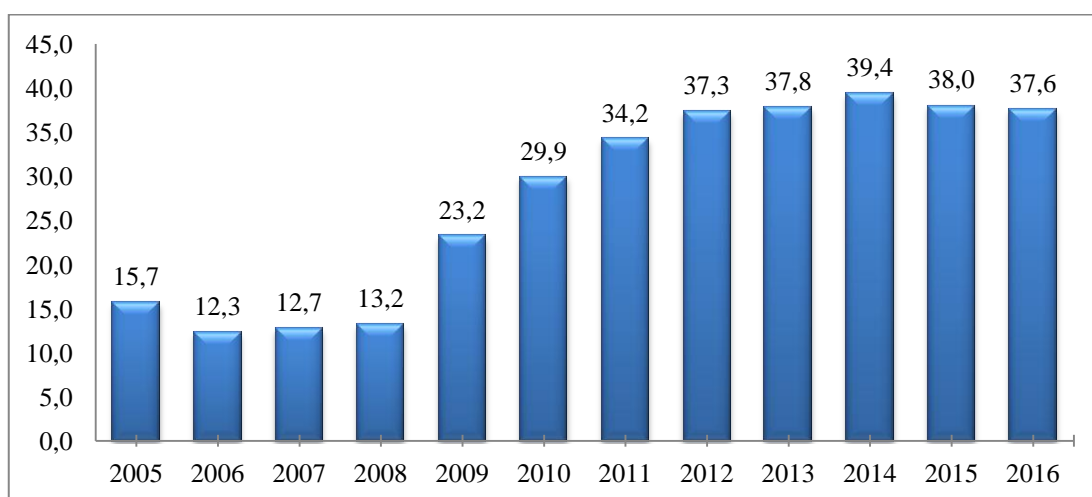
Budžetom za 2013. godinu predviđeno je povećavanje penzija za 4% ali i nekoliko komplementarnih akcija restriktivnog tipa - redukcija kvantuma poreskih odbitaka, olakšica i oslobođenja, unapređenje efikasnosti oporezivanja u sektoru poljoprivrede, uvođenje poreza na promet od 3% u okviru sektora malih preduzeća, kao i usklađivanje stopa poreza na imovinu i akciza sa rastom potrošačkih cena (European Commission, 2013). Takođe, ubrzan ekonomski rast povoljno se odrazio na ciklične komponente poreskih prihoda, što je sve zajedno rezultiralo daljim opadanjem učešća budžetskog deficita u BDP-u, koji je na kraju 2013. godine iznosio tek nešto više od 2 procentna poena (grafikon br. 9).

Tokom 2014. godine ekonomska politika počela je postepeno da uključuje i izvesne ekspanzivne mere poput nove indeksacije penzija, limitiranog i targetiranog povećavanja zarada zaposlenih u javnom sektoru ali i redukcije doprinosa za socijalno osiguranje (European Commission, 2014a, 2015a). Ipak, zarad očuvanja fiskalne stabilnosti istovremeno su predviđene i akcije restriktivnog tipa poput nove runde indeksacije ali i povećavanja akciza za pojedine proizvode iz domena energetike, proširivanje baze poreza na imovinu i uvođenje specijalnog poreza u građevinskom sektoru (European Commission, 2014a, 2015a). Takođe, dodatni prihodi očekivani su i od rasta prihoda po osnovu socijalnih doprinosa imajući u vidu povećanje minimalne zarade (sa 700 na 900 rumunskih leja) u nekoliko sukcesivnih polugodišnjih tranši od po 50 rumunskih leja (European Commission, 2013, 2014a).

Kao posledica opisanih trendova u javnim prihodima i rashodima budžetski deficit je na kraju 2014. godine iznosio svega 1,4% BDP-a, da bi tokom naredne fiskalne godine bio smanjen na 0,8% BDP-a. Na takav razvoj događaja je pre svega uticao snažan ekonomski rast i njime izazvano ciklično povećanje poreskih prihoda, ali i unapređenje poreskog morala i povećana efikasnost prilikom naplate poreskih prihoda, što je sve zajedno u potpunosti kompenzovalo novu ekspanzivnu meru snižavanja stope PDV-a na pojedine prehrambene proizvode (European Commission, 2015a).

Konačno, tokom (izborne) 2016. godine, fiskalna politika je ponovo poprimila izrazito ekspanzivan tok. Najznačajnije mere koje su implementirane u toj godini odnosile su se na snižavanje standardne stope PDV-a za 4%, ukidanje poreza na prihode od dividendi i uvođenje novih poreskih izuzetaka u okviru oporezivanja dohotka građana sa prihodne, kao i uvećavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru sa rashodne strane (European Commission, 2016a). Takva fiskalna praksa uticala je na novo povećavanje deficita koji je na kraju 2016. iznosio 3% BDP-a. Imajući u vidu sve prethodno rečeno, a kako se zapaža i iz tabele br. 4. može se zaključiti da je Rumunija u celokupnom analiziranom periodu vodila veoma aktivnu fiskalnu politiku, sa značajnim akcentom na socijalnoj dimenziji.

Grafikon 10. Rumunija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Povoljne tendencije u kretanju javnih prihoda i rashoda ali i snažan ekonomski rast kao i apresijacija rumunskog leja usloveli su opadanje javnog duga sa skromnih 15,7% BDP-a na kraju 2005. na 12,7% BDP-a na kraju 2007. godine (grafikon br. 10). Sa druge strane, usporavanje ekonomske aktivnosti počevši od poslednjeg kvartala 2008. godine i visoki primarni deficiti bili su opredeljujući faktori za ubrzanu akumulaciju javnog duga u narednom periodu.

Udeo javnog duga u BDP-u porastao je sa 13,2% BDP-a na kraju 2008. godine na 23,2% BDP-a na kraju naredne godine, čemu je u velikoj meri doprineo rekordan deficit od 9,5% BDP-a iz 2009. godine ali i nepovoljni efekti depresijacije deviznog kursa. Nakon uspešne implementacije programa fiskalne konsolidacije iz 2010. godine ali i dodatnih stabilizacionih mera u narednom periodu, rapidan rast javnog duga najpre je zaustavljen, a zatim je trend rasta i preokrenut. Naime, na kraju 2015. godine po prvi put nakon otpočinjanja Velike recesije, Rumunija beleži pad učešća javnog zaduženja u bruto domaćem proizvodu (sa 39,4% BDP-a u prethodnoj na 38% BDP-a na kraju 2015., a zatim i 37,6% na kraju 2016. godine).

2.5. Bugarska

Bugarska je jedina emergentna evropska ekonomija koja je u okviru analiziranog perioda pre izbijanja Velike recesije (2005-2008.) u kontinuitetu beležila budžetske suficite. Konkretno, snažan ekonomski rast, ciklično povećavanje prihoda od indirektnih poreza (pre svega PDV-a i različitih oblika akciza), unapređenje poreskog morala i efikasnosti poreske administracije ali i oprezno izvršenje javnih rashoda, bili su glavni opredeljujući faktori koji stoje u osnovi budžetskog suficita od 1% BDP-a na kraju 2005. godine (European Commission, 2006).

Pozitivan budžetski saldo se u narednoj 2006. godini ne samo održao već je i uvećan na 1,8% BDP-a, i to uprkos umerenom povećavanju penzija i zarada zaposlenih u javnom sektoru, kao i kontinuiranoj redukciji doprinosa za socijalno osiguranje koji su u periodu 2002-2007. godine smanjeni za 6 procentnih poena (IMF, 2010b). Kako se navodi u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2007) takvom razvoju događaja pored već opisanih cikličnih faktora, doprinelo je i snižavanje pojedinih kategorija tekućih rashoda kao i gradualno umanjeње rashoda za kamate usled opadajućeg nivoa javnog duga sa ukupnim fiskalnim efektom od oko 3% BDP-a.

Tokom fiskalne 2007. godine praktikovana je izrazito ekspanzivna fiskalna politika koja se ogledala u snižavanju stope poreza na dobit preduzeća za 5 procentnih poena (sa 15% na 10%), uvećavanju penzija u većem procentu nego što je inicijalno bilo predviđeno ali višim kapitalnim izdacima u svetlu pristupanja Evropskoj uniji (European Commission, 2007). Takođe, direktna (negativna) fiskalna posledica pridruživanja EU bila je i realokacija određenog procenta prihoda od PDV-a iz nacionalnog budžeta u budžet Unije. Dodatno, krajem godine odobren je paket stimulativnih mera sa ukupnim procenjenim efektom od oko 2% BDP-a, koji je između ostalog uključivao i uvećavanje zarada nastavnica u osnovnom i srednjem obrazovanju za 45% (IMF, 2007b; European Commission, 2008). Kao rezultat takvih kretanja budžetski saldo je zabeležio blagu tendenciju pada u odnosu na prethodnu godinu, ali se i dalje zadržao u zoni suficita od 1,1% BDP-a na kraju 2007. godine (grafikon br. 11).

Modernizacija oporezivanja dohotka građana započeta je 2008. godine uvođenjem tzv. flet (engl. *flat*) sistema koji podrazumeva jedinstvenu (marginalnu) poresku stopu od 10% i koji se stoga u domicilnoj literaturi često označava kao proporcionalni sistem oporezivanja dohotka iako je *de facto* reč o indirektno progresivnom sistemu uzimajući u obzir jedinstveni nominalni iznos neoporezivnog dohotka. Istovremeno sa uvođenjem jedinstvene stope eliminisan je i veliki broj poreskih olakšica i odbitaka u cilju proširivanja poreske baze. Negativni fiskalni efekat snižavanja poreskog opterećenja rada usled opisane promene u sferi sistema oporezivanja dohotka procenjen je na 0,5% BDP-a, i u velikoj meri je kompenzovan povećanjem akciza na gorivo i duvan u toku iste fiskalne godine (IMF, 2007b). Uprkos snažnom rastu infrastrukturnih investicija (od oko 1,75% BDP-a) koje su preduzete kao protivteža usporavanju ekonomije u poslednjem kvartalu 2008. godine, budžetski saldo je i na kraju te godine zabeležio suficit od 1,6% BDP-a (European Commission, 2009).

Iz svega prethodno rečenog može se zapaziti da su tokom celokupnog perioda snažnog rasta pre izbijanja Velike recesije kreatori ekonomske politike u Bugarskoj uspešno izbegavali procikličnu fiskalnu politiku. Iako je ovakva praksa visoko poželjna karakteristika u razvijenim zemljama, ponekad (npr. IMF, 2007b) se naglašava da je praktikovanje suficita u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa za emergentne ekonomije sa visokim socijalnim potrebama, kakva je nedvosmisleno i Bugarska, zapravo znak prevelike fiskalne štednje, koja se često, i donekle opravdano, manifestuje povećanim socijalnim tenzijama. Takođe, u istom periodu upečatljiva je bila i posvećenost kreatora ekonomske politike unapređenju poreske strukture u pravcu koji favorizuje ekonomski rast. Zapravo, poreski sistem Bugarske je tokom procesa tranzicije u velikoj meri preusmerio strukturu u pravcu sve većeg oslonca na indirektno oporezivanje (pre svega potrošnje) uz istovremeno snižavanje poreskog opterećenja dohotka i dobiti. Porez na dodatu vrednost sa opštom stopom od 20% primenjuje se na veoma široku bazu u poređenju sa praksom drugih ekonomija, a snižena stopa od 7% je uvedena tek 2007. godine i primenjuje se samo na hotelske usluge i to pod uslovom da su iste deo turističkog aranžmana (IMF, 2010b). Rezultat takvog činjeničnog stanja oličen je u činjenici da se više od polovine⁴⁸ ukupnih poreskih prihoda u Bugarskoj svake godine prikupi od indirektnih poreza. To je ujedno i razlog izrazito snažnog (cikličnog) pada poreskih prihoda do kojeg je došlo sa prvim znacima krize, kasne 2008. i tokom 2009. godine. Naime, od zemalja EU samo Baltičke ekonomije su 2009. godine zabeležile veći nominalni i realni pad poreskih prihoda od Bugarske (IMF, 2010b). Dodatno, tokom 2009. godine implementiran je još jedan talas sniženja doprinosa za socijalno osiguranje za 2 procentna poena uz dva nova povećanja penzija – u aprilu za 10%, a zatim u julu za još 9,7% (IMF, 2009a). Negativni efekti pomenutih mera samo delimično su kompenzovani povećanjem minimalnog oporezivog dohotka (European Commission, 2010), a sve pomenuto je rezultiralo deficitom od 4,1% BDP-a na kraju 2009. godine. Imajući u vidu istoriju poteza bugarskih vlasti koja govori u prilog posvećenosti fiskalnoj disciplini, paket mera za stabilizaciju javnih finansija implementiran je već naredne godine.

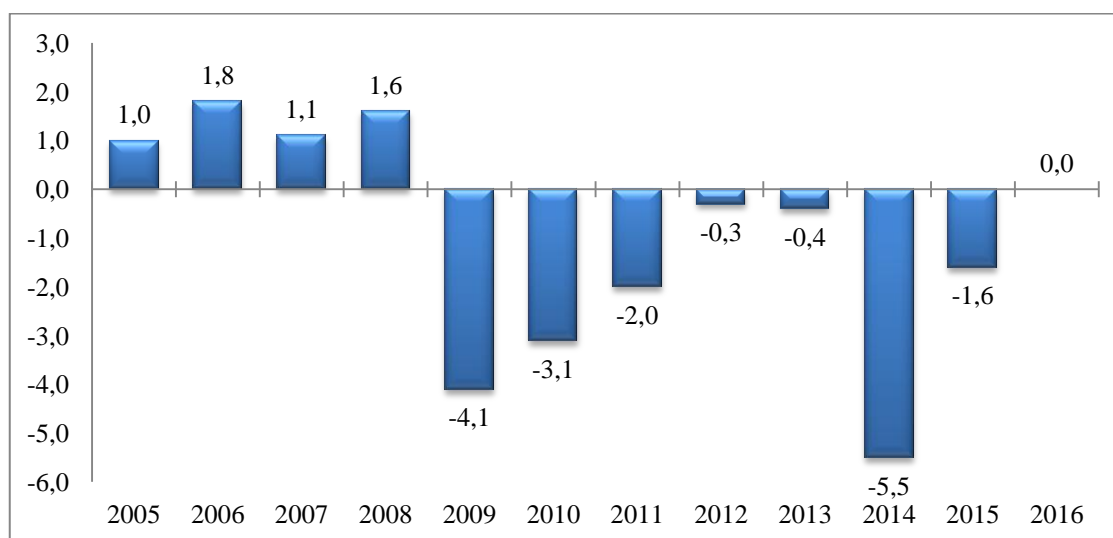
Fiskalna konsolidacija koja je u Bugarskoj otpočela 2010. godine, bila je pretežno orijentisana na uštede sa rashodne strane budžeta, i podrazumevala je između ostalog

⁴⁸ Konkretno, kako se navodi u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2010b) oko 55% ukupnih poreskih prihoda bugarskog budžeta (uključujući tu i prihode od doprinosa za obavezno socijalno osiguranje) proističe od indirektnih, potrošnih poreza, što je ne samo jedan od najvećih procenata među emergentnim ekonomijama, nego i u okviru cele Evropske unije.

ukidanje bonusa i zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru kao i penzija, smanjivanje broja zaposlenih u državnoj administraciji za 3%, ali i redukciju tekućih, diskrecionih rashoda (pre svega potrošnog tipa). Sa prihodne strane, slično praksi ostalih ekonomija, povećane su pojedine kategorije akciza i to akcize na duvan i električnu energiju, kao i porezi u sektorima igara na sreću i prodaje nekretnina (IMF, 2010c).

Takođe, u poslednjem kvartalu 2010. godine koncipirana je i opsežna poreska reforma, sa primenom od naredne, 2011. godine. Izveštaj Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2011b) sumira tri najvažnije karakteristike te reforme - povećanje stope doprinosa za penzijsko osiguranje za 1,8 procentnih poena, utvrđivanje gradualnog povećavanja godina staža potrebnih za odlazak u penziju za 4 meseca svake godine u periodu od 2012. do 2020. godine i postepeno povećavanje potrebnih godina starosti osiguranika na 65 godina za muškarce (do 2017. godine) i 63 godine za žene (do 2020. godine).

Grafikon 11. Bugarska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Fiskalna konsolidacije se nastavila i u naredne dve godine (2011-2012.) i to prevashodno merama orijentisanim na smanjivanje neproaktivnih kategorija tekućih rashoda uz istovremeno unapređenje efikasnosti javne potrošnje, ali i redukcijom javnih investicija (European Commission, 2011). Administrativne mere u cilju efikasnijeg ubiranja poreza, ali i postepeni oporavak ekonomije povećali su prihode prikupljene od potrošnih poreza (primarno PDV-a) dok su određene nepopularne strukturne reforme pozitivno uticale na postepeno umanjivanje subvencija pojedinim preduzećima u državnom vlasništvu. U potonjem smislu, kako se navodi u analizi Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2011b), indikativan je primer privatizacije nacionalnog sistema železnica koja je između ostalog uključivala i zatvaranje neprofitnih linija i otpuštanje 2000 radnika. Sve pomenuto uticalo je na redukciju budžetskog deficita sa 3,1% BDP-a na kraju 2010. godine, na 2% na kraju 2011. i dalje na svega 0,3% na kraju 2012. godine (grafikon br. 11).

Nakon tri godine fiskalne konsolidacije, tokom 2013. godine zabeleženi su prvi znaci ekspanzivne fiskalne politike. Početkom drugog kvartala 2013. godine penzije su povećane za 9,3% (European Commission, 2013), dok su zarade zaposlenih u javnom sektoru ostale

zamrznute četvrtu godinu zaredom. Javne investicije, posebno one sufinansirane od strane različitih EU fondova, takođe beleže blagu ekspanziju. Ipak, budžetski deficit na kraju 2013. godine ostaje u bezbednoj zoni (0,4% BPD-a).

Tokom 2014. godine poreski prihodi su značajno podbacili u odnosu na plan koji je, kako se ispostavilo, bio baziran na veoma optimističnim prognozama stope inflacije i efektima mera za efikasniju naplatu poreza. Istovremeno, javni rashodi nisu blagovremeno prilagođeni okolnostima slabijeg priliva prihoda (IMF, 2015a). Dodatno, tokom 2014. godine revidirani su neki parametri poreske reforme iz 2010. godine. Naime, uvedeno je tzv. "zlatno švajcarsko pravilo" (engl. *golden Swiss rule*) koje podrazumeva godišnju indeksaciju penzija stopom koja se dobija kao ponderisani prosek stope rasta osiguranog prihoda i stope inflacije merene indeksom potrošačkih cena (IMF, 2014b).

Međutim, budžetski deficit od 5,5% BDP-a na kraju 2014. godine ne oslikava u potpunosti pomenute trendove već je velikim delom posledica specifičnih događaja na bugarskom finansijskom tržištu. Naime, treća najveća bugarska banka, Komercijalna trgovinska banka⁴⁹ (KTB) je sredinom juna 2014. godine u roku od samo nekoliko dana izgubila 20% ukupnih depozita, nakon medijskih spekulacija o sukobu interesa, prevari i kreditiranju povezanih lica. Nakon masovnog odliva depozita, KTB je 22. juna stavljena pod nadzor Bugarske narodne banke (BNB), a sve isplate klijentima kao i depoziti (uključujući i garantovane) su zamrznuti. Panika se brzo proširila i na ostatak finansijskog sistema, a najveća bugarska banka - Prva investiciona banka (PIB) je do petka 27. juna izdubila 10% svojih depozita i bila zatvorena pre kraja radnog vremena⁵⁰. Konačno, u nedelju 29. juna širokim političkim koncenzusom (vladajuće koalicije, opozicije i Bugarske narodne banke) usvojen je paket mera za očuvanje stabilnosti finansijskog sistema koje su između ostalog uključivale program podrške likvidnosti bakama do 3,3 milijarde bugarskih leva (oko 4% BDP-a) kao i petomesečne državne depozite po tržišnim uslovima solventnim kreditnim institucijama u slučaju problema sa likvidnošću. Pomenute mere su bile efikasne u smirivanju tenzija na finansijskom tržištu, i omogućile su PIB i drugim bankama da se u ponedeljak 30. juna, otvore i posluju bez ograničenja za podizanje depozita (IMF, 2015a). Vanredna revizija KTB banke trajala je četiri meseca tokom kojih su otkrivene brojne nepravilnosti u njenom radu, nakon čega joj je Bugarska narodna banka 6. novembra oduzela dozvolu za rad. Mesec dana nakon toga Fond za osiguranje depozita počeo je sa isplatom garantovanih depozita⁵¹ koji su do tada bili zamrznuti (European Commission, 2015b). Kao posledica činjenice da je Fond za osiguranje depozita uključen u sektor opšte države, snažan odliv sredstava po ovom osnovu neposredno se odrazio na visinu budžetskog deficita. Takođe, opisani događaji naglasili su neraskidivu vezu između finansijskih i fiskalnih rizika u režimu monetarnog odbora. Pored toga, bankarska kriza je apostrofirala izazove upravljanja likvidnošću fiskalnih finansija, budući da finansijski

⁴⁹ Kako navodi Međunarodni monetarni fond (IMF, 2015a) Komercijalna trgovinska banka - KTB je krajem 2013. godine bila četvrta najveća banka u Bugarskoj u pogledu imovine, treća u smislu neto profita, a prva po rastu depozita. Počevši od kraja 2011. godine, KTB je sprovodila agresivnu strategiju finansiranja, sa kamatnim stopama na depozite znatno iznad onih koje su davale druge banke u sistemu, i na taj način je brzo proširila svoj tržišni udeo. Sa druge strane, u portfoliju banke bila je zastupljena prevelika izloženost prema preduzećima u državnom vlasništvu, posebno onima u sektoru električne energije. Koeficijent adekvatnosti kapitala KTB krajem decembra 2013. godine iznosio je 12,6% - svega pola procenta više odnosu na BNB minimum od 12% i značajno ispod proseka bugarskog bankarskog sistema od 16,9%.

⁵⁰ Pomenute događaje treba u izvesnom smislu posmatrati i u političkom kontekstu, imajući u vidu ostavku Vlade najavljenju ranije u toku juna meseca.

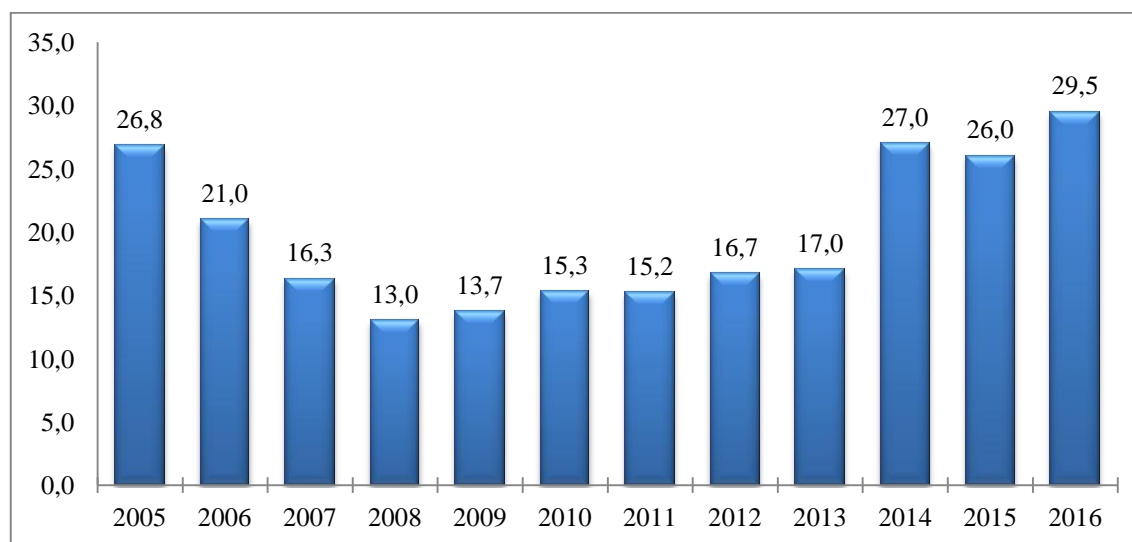
⁵¹ Deponentima KTB banke je isplaćeno oko 3,6 milijardi bugarskih leva.

zahtevi koji se odnose na mere stabilizacije u bankarskom sektoru po pravilu dolaze neočekivano a podrazumevaju promptnu reakciju.

Počevši od 2015. godine fiskalni tokovi su u velikoj meri revitalizovani. Poreski prihodi su značajno porasli, delimično u svetlu ubrzanog ekonomskog rasta a delom kao posledica implementacije mera za suzbijanje poreske evazije. Sa druge strane, planirana racionalizacija javnih rashoda (zarada zaposlenih u javnom sektoru, kupovina dobara i usluga) nije u potpunosti ostvarena. Ipak, deficit budžeta je značajno smanjen, i na kraju 2015. godine je iznosio 1,6% BDP-a. Konačno, kao rezultat bolje naplate poreskih prihoda ali pojedinih mera poput rasta akciza na gorivo, javne finansije u Bugarskoj su se na kraju 2016. godine približile ravnotežnom stanju (grafikon br. 12).

Između 2005. i 2008. godine, Bugarska je beležila kontinuirane fiskalne suficite koji su tokom četiri godine praktično prepolovili udeo javnog zaduženja u BDP-u (sa 26,8% na kraju 2005. godine na svega 13% na kraju 2008. godine). Međutim, usporavanje ekonomske aktivnosti i negativni trendovi u kretanju budžetskog balansa odrazili su se na rast javnog duga počevši od 2009. godine (grafikon br. 12).

Grafikon 12. Bugarska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Program fiskalne konsolidacije iz 2010. godine u velikoj meri je stabilizovao fiskalne tokove, a snižavanje budžetskog deficita tokom narednog srednjoročnog perioda (2010-2013.) uticalo je na usporavanje rasta javnog zaduženja. Naime, udeo javnog duga u BDP-u porastao je sa 15,3% na kraju 2010. godine na 17% BDP-a na kraju 2013. godine. Međutim, kriza na bankarskom tržištu tokom 2014. godine veoma se negativno odrazila na fiskalne parametre. Naime, javno zaduženje je za samo godinu dana poraslo za rekordnih 10 procentnih poena (na 27% BDP-a). Javni dug je zatim snižen za jedan procentni poen u 2015. godini, da bi fiskalnu 2016. godinu Bugarska završila sa javnim dugom od 29,5% BDP-a.

Tabela 5. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Bugarskoj 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2006.		povećavanje penzija i zarada zaposlenih u javnom sektoru, redukcija doprinosa za socijalno osiguranje
2007.	uvođenje snižene stopa PDV-a	snžavanje stope poreza na dobit preduzeća, povećavanje penzija, rast kapitalnih izdataka
2008.	povećavanje akciza na gorivo i duvan	uvođenje jedinstvene (marginalne) stope za oporezivanje dohotka, rast infrastrukturnih investicija
2009.		sniženje doprinosa za socijalno osiguranje, dva talasa povećanja penzija
2010.	ukidanje bonusa i zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, smanjivanje broja zaposlenih u državnoj administraciji, redukcija tekućih rashoda, povećavanje akciza na duvan i električnu energiju, kao i poreza u sektorima igara na sreću i prodaje nekretnina	
2011.	povećanje stope doprinosa za penzijsko osiguranje, postepeno povećavanje godina staža i godina starosti potrebnih za odlazak u penziju, smanjivanje subvencija i neproaktivnih kategorija tekućih rashoda, unapređenje efikasnosti javne potrošnje, redukcija javnih investicija	
2012.	povećavanje akciza, uvođenje mera sa ciljem efikasnijeg ubiranja poreza, dalja redukcija subvencija i javnih investicija	
2013.		povećavanje penzija, rast javnih investicija
2014.		uvođenje "zlatnog švajcarskog pravila" za indeksaciju penzija, mere za stabilizaciju finansijskog sektora
2016.	rast akciza na gorivo, niža kapitalna potrošnja	

Izvor: samostalna izrada autora

2.6. Hrvatska

Poslednja dekada prošlog veka bila je dekada obimnih fiskalnih reformi u Hrvatskoj. U poreskom kontekstu reforme su počele donošenjem Zakona o porezu na dohodak i Zakona o porezu na dobit 1994. godine, zatim nove carinske tarife 1996. godine i konačno uvođenjem poreza na dodatu vrednost (PDV) početkom 1998. godine⁵². Istovremeno, tekao je proces racionalizacije javne potrošnje i povećavanja efikasnosti javnih rashoda. Iako su u pomenutom periodu zaista učinjeni bitni pomaci u pravcu modernizacije fiskalnog sistema pojedinim segmentima ipak nije posvećena dužna pažnja. Reč je pre svega o problemima redukcije visokog nivoa (tekuće) javne potrošnje, snižavanju poreskog opterećenja rada, suzbijanju poreske evazije ali i reformi javne administracije i preduzeća u državnom vlasništvu koji su, kako će se kasnije pokazati, postali izvor sve većih fiskalnih pritisaka u budućnosti.

Kako navodi Švaljek (2007) dodatni podsticaj rastu deficita počevši od 2002. godine dala je reforma kojom je u Hrvatskoj uveden trostepeni sistem penzijskog osiguranja. Pomenutom reformom je deo doprinosa za penziono osiguranje umesto u državni fond (Hrvatski zavod za mirovinsko osiguranje) preusmeren u tzv. drugi stub osiguranja, odnosno na individualne račune privatnih penzionih fondova. Na taj način su smanjeni prihodi prvog stuba penzionog osiguranja. Međutim, budući da su obaveze državnog fonda ostale neprovmenjene, jasno je da su nedostajuća sredstva morala biti nadoknađena većim transferima iz budžeta, a naposljetku i većim javnim zaduživanjem. Takođe, društvo je u posleratnom (ali i post-socijalističkom) periodu imalo snažnu potrebu za državnim intervencijama, infrastrukturnim radovima i drugim vidovima javnih dobara što je samo naglasilo već postojeće fiskalne neravnoteže.

Imajući u vidu navedene trendove, počevši od 2004. godine kreatori ekonomske politike u Hrvatskoj počinju da praktikuju restriktivnu fiskalnu politiku u cilju smanjivanja budžetskog deficita i usporavanja rasta javnog duga. Prilagođavanje je pre svega bilo bazirano na kontinuiranom umanjenju zaposlenih u državnoj administraciji, povoljnim fiskalnim efektima reforme u sektoru zdravstva i penzijskog osiguranja, unapređenju finansijske discipline preduzeća u državnom vlasništvu, ali i redukciji javnih investicija (European Commission, 2005; IMF, 2007c). Počevši od sredine 2005. godine posebna pažnja je poklonjena i merama suzbijanja poreske evazije, naročito u segmentu oporezivanja potrošnje. U tom smislu, u okviru poreske uprave uvode se posebne jedinice sa osnovnim zadatkom pojačane kontrole naplate i povrata PDV-a (Republika Hrvatska, Ministarstvo finansija, 2005). Kao rezultat, budžetski deficit je smanjen sa 5,2% BDP-a, koliko je iznosio na kraju 2004. godine, na 3,9% BDP-a na kraju 2005. i dalje na 3,4% BDP-a na kraju 2006. godine (grafikon br. 13).

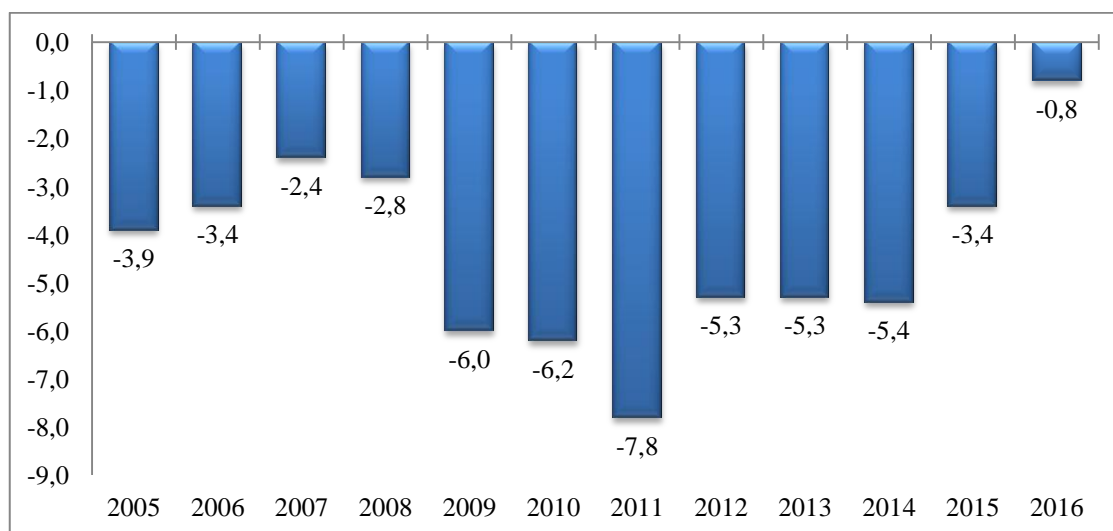
Takođe, tokom perioda konsolidacije 2004-2006. godine država je ostvarivala i značajna sredstva od privatizacije. Ipak, počevši od 2006. godine ta sredstva se velikim delom usmeravaju za isplatu „duga penzionerima“. Reč je o dugu koji je proizašao iz odluke Ustavnog suda po kojoj je država odgovorna za nepotpunu indeksaciju penzija tokom 1993-1998. godine. Naime, u pomenutom periodu zakon je predviđao indeksaciju penzija stopom rasta nominalnih zarada, dok je u praksi primenjivana indeksacija na nižem nivou (IMF, 2006a). Ustavni sud je 1998. godine presudio da su penzioneri imali pravo na

⁵² Opširnije pogledati npr. Benazić (2006).

penzije indeksirane rastom nominalnih zarada⁵³ a razlika između penzija isplaćenih u tom periodu i iznosa na koje su penzioneri imali pravo postala je poznata kao „dug penzionerima”⁵⁴. Kako navodi Međunarodni monetarni fond (IMF, 2006a) taj dug je (uključujući i kamate) 2006. godine iznosio 13,8 milijardi hrvatskih kuna odnosno blizu 6% BDP-a⁵⁵.

Fiskalna 2007. godina donela je novi talas fiskalne ekspanzije. U svetlu predizborne kampanje, tekuća javna potrošnja je zabeležila snažan rast, a povećane su i naknade za porodiljsko odsustvo, subvencije za poljoprivredu i za nacionalnu avio kompaniju kao i javne investicije. Dodatno, odobrena je stopa godišnjeg povećanja zarada zaposlenih u javnom sektoru za 6% (umesto inicijalno budžetiranih 5%) a nastavnicima u osnovnom i srednjem obrazovanju pored toga isplaćeni su i jednokratni bonusi (IMF, 2007c). Takođe, tokom godine isplaćena je i planirana rata „duga penzionerima“ u iznosu od oko 1,2% BDP-a (IMF, 2008). Ipak, snažan ekonomski rast i ciklično povećanje poreskih prihoda nadoknadilo je izrazito ekspanzivnu javnu potrošnju, što je u krajnjoj instanci dovelo do nove redukcije budžetskog deficita za 1 procentni poen u odnosu na prethodnu godinu, odnosno na 2,4% BDP-a na kraju 2007.

Grafikon 13. Hrvatska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Tokom velikog dela 2008. godine javni prihodi su se kretali u skladu sa očekivanjima. Međutim, situacija se dramatično promenila u poslednjim mesecima te godine. Kvantum prikupljenih poreskih prihoda (naročito od PDV-a i akciza) značajno je opao u poslednjem kvartalu 2008. što je između ostalog bio odraz preliivanja globalnih kriznih tendencija na hrvatsku ekonomiju, i posledičnog pada agregatne potrošnje i sveukupnog usporavanja

⁵³ kako je i bilo predviđeno zakonom do juna 1998. godine kada je sporan zakon izmenjen.

⁵⁴ U julu 2005. godine, hrvatski parlament je odobrio plan za vraćanje duga penzionerima. Kako objašnjava Međunarodni monetarni fond (IMF, 2006a) svakom penzioneru koji je na to imao pravo ponuđen je izbor između gotovinske isplata polovine ukupnog iznosa tokom 2006-2007. godine (u četiri jednake rate) ili potpuna isplata tokom 2008-2013. godine.

⁵⁵ Kretanje budžetskog deficita prikazano na grafikonu br. 13. uključuje i javne rashode po osnovu isplata tzv. duga penzionerima, kako to između ostalog i predviđa aktuelna ESA2010 klasifikacija.

ekonomskih aktivnosti. Kako se navodi u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2008) ukupni poreski prihodi na kraju 2008. godine bili su niži od planiranih za 1% BDP-a. Ipak, kao odgovor na negativne poreske tendencije, hrvatski kreatori ekonomske politike su u veoma kratkom roku smanjili tekuću potrošnju (prevashodno na dobra i usluge) što je u velikoj meri sprečilo značajnije produblјivanje deficita u 2008. godini (grafikon br. 13).

Budžet pripremljen za narednu, 2009. godinu inicijalno je bio baziran na preterano optimističnim ekonomskim i fiskalnim performansama, što je kasnije dovelo do tri njegova rebalansa – jednog već tokom prvog kvartala, a zatim još dva u drugoj polovini godine i to u toku istog meseca (jula). Rebalans iz aprila 2009. godine podrazumevao je smanјivanje kako planiranog kvantuma javnih prihoda (za 2,9% BDP-a) tako i javnih rashoda (za oko 2,2% BDP-a) pri čemu se potonji plan bazirao pre svega na zamrzavanju penzija, umanjenju osnovice za obračun zarada zaposlenih u javnom sektoru za 10% i suspendovanju godišnjeg rasta zarada od 6% sve dok rast bruto domaćeg proizvoda u dva uzastopna kvartala ne bude prelazio 2% (Vlada Republike Hrvatske, 2009a; IMF, 2009b). Prvim rebalansom iz jula učinjeni su koraci u pravcu dalje kontrole javne potrošnje merama poput dodatnog smanјivanja zarada zaposlenih u javnom sektoru za 5%, ali i redukcijom tekuće potrošnje na dobra i usluge kao i kapitalnih investicija (Vlada Republike Hrvatske, 2009b). Sa druge strane, drugi rebalans iz jula 2009. godine podrazumevao je mere poreske politike i to prevashodno povećanje opšte stope PDV-a (sa 22% na 23%) i pojedinih kategorija akciza ali i uvođenje poreza na usluge mobilne telefonije kao i posebnog (solidarnog) poreza na dohodak sa ograničenim trajanjem od jedne godine, počevši od januara 2010. godine (Vlada Republike Hrvatske, 2009c).

Iako su česti rebalansi budžeta tokom 2009. godine pokazali zavidan stepen fiskalne fleksibilnosti kao i spremnost kreatora ekonomske politike u Hrvatskoj da pravovremeno reaguju na izmene (šireg) makroekonomskog okruženja, konačan efekat svih preduzetih akcija nije doneo očekivanu stabilizaciju javnih finansija, čemu su u velikoj meri doprinela neplanirana povećanja subvencija za poljoprivredu i zapošljavanje kao i značajn broj aktivacija državnih garancija pred sam kraj godine. U tom kontekstu su, kako u svom izveštaju navodi Evropska komisija (European Commission, 2010) i pored tri pokušaja redukcije, rashodi koji su *de facto* izvršeni tokom 2009. godine odgovarali inicijalnom, srazmerno najvećem budžetu dok su prihodi bili niži za 10%. Sa druge strane, opadanje ekonomske aktivnosti se odrazilo na snažan rast udela budžetskog deficita u BDP-u (grafikon br.13).

Fiskalna politika se tokom naredne 2010. godine u najvećoj meri oslanjala na celogodišnji efekat konsolidacionih mera iz druge polovine 2009. kao i na jednogodišnji efekat posebnog (solidarnog) poreza na dohodak koji se plaćao po stopi od 2% na celokupan iznos svih mesečnih isplata neto zarada, penzija, dividendi, udela u dobiti kao i drugih primanja većih od 3.000 a manjih od 6.000 hrvatskih kuna (cca. 410-820 eura), odnosno po stopi od 4% na iznose preko 6.000 kuna (Vlada Republike Hrvatske, 2009c). Sa druge strane, tokom druge polovine godine, smanjen je broj i visina stopa poreza na dohodak, što se uz nedostatak dodatne kontrole javnih rashoda efektuiralo dalјim rastom deficita, sa već visokih 6% na kraju 2009. na 6,2% na kraju 2010. godine.

Održavanje parlamentarnih izbora donelo je nove fiskalne pritiske tokom 2011. godine, koja je protekla bez konkretnih (nepopularnih) mera fiskalne konsolidacije ali uz dodatnu javnu potrošnju, što je rezultiralo novim povećavanjem budžetskog deficita na 7,8% BDP-

a na kraju te godine. Kako navodi Međunarodni monetarni fond (IMF, 2011c), osim tekuće potrošnje, povećanju javnih rashoda tokom 2011. ali i prethodnih godina u velikoj meri je doprinelo i značajno aktiviranje državnih garancija naročito u sektoru brodogradnje. Zapravo, hrvatska brodogradnja (sa oko 1,5% udela na globalnom tržištu) je u velikoj meri zavisna od državne pomoći. Brodogradilišta su tokom godina dobijala kako direktne subvencije (cca. 0,25% BDP-a godišnje) tako i indirektnu finansijsku podršku oličenu u državnim garancijama za dobro izvršenje posla. Pomenute garancije u momentu izdavanja predstavljaju samo potencijalne javne obaveze i u tom smislu se evidentiraju kao vanbilansna kategorija koja je, na primer, na kraju 2010. godine iznosila 3,3% BDP-a (IMF, 2011c). Međutim, usled gubitka tradicionalnih tržišta i nedostatka strukturnih reformi od početka tranzicije, a kasnije i usled sveopšteg usporavanja ekonomske aktivnosti tokom Velike recesije, aktiviranje dela tih garancija postalo je značajno frekventnije nego pre. Činom njihovog aktiviranja pomenute obavze postaju direktan javni trošak koji utiče na povećanje budžetskog deficita.

Nakon tri godine izuzetno visokog budžetskog deficita, počevši od 2012. godine počinje trend njegovog postepenog smanjivanja. Prvi koraci u tom pravcu učinjeni su poreskom reformom poznatom pod nazivom fiskalna devalvacija⁵⁶. Naime, počevši od marta 2012. godine u Hrvatskoj je povećana opšta stopa PDV-a (sa 23% na 25%) dok su dva meseca kasnije sniženi obavezni doprinosi za za zdravstveno osiguranje na teret poslodavca (European Commission, 2012). Dodatni konsolidacioni efekat tokom godine imale su mere uvođenja poreza po odbitku na isplate dividendi i udela u dobiti sa stopom od 12% kao i značajno smanjenje javnih investicije (IMF, 2012). Sve pomenuto rezultiralo je obaranjem udela budžetskog deficita opšte države u bruto domaćem proizvodu za oko 2 procentna poena, odnosno na 5,3% na kraju 2012. godine.

Usled kombinacije cikličnih, strukturnih ali i jednokratnih faktora, deficit je zadržan na nepromenjenom nivou i na kraju 2013. godine iako su tokom godine preduzeti dodatni konsolidacioni naponi poput povećavanja niže stope PDV-a odnosno ukidanje nulte stope (u skladu sa harmonizacijom nacionalnog poreskog zakonodavstva sa standardima Evropske unije) i daljeg smanjivanja osnovice za obračun zarada zaposlenih u javnom sektoru za 3% (European Commission, 2013). Takvom razvoju događaja u izvesnoj meri su doprineli i visoki troškovi ulaska u Evropsku uniju jula 2013. godine, kada je hrvatski budžet na prihodnoj strani trajno izgubio veliki deo prihoda od carina, kao i srazmerno mali deo prihoda od PDV-a, a koji su postali prihodi nadnacionalnog budžeta Unije.

Konsolidacija javnih finansija nastavljena je i tokom 2014. i 2015. godine, a sve u skladu sa programom konvergencije Republike Hrvatske (Republika Hrvatska 2014, 2015). Fiskalne mere u 2014. godini na prihodnoj strani budžeta podrazumevale su povećanje doprinosa za zdravstveno osiguranje (čime je zapravo anulirano njihovo snižavanje dve godine ranije), povećanje akciza na energente i električnu energiju, povećavanje koncesijskih koeficijenata kao i telekomunikacionih naknada, uvođenje novih poreskih razreda i povećavanje poreskih stopa u okviru oporezivanja dobitaka od igara na sreću kao i uvođenje obaveznih uplata dela dobiti preduzeća u većinskom odnosno manjinskom državnom vlasništvu odnosno viška prihoda nad rashodima agencija, zavoda i drugih pravnih lica sa javnim ovlašćenjima kojima je osnivač Republika Hrvatska (Republika Hrvatska, 2014). Takođe, dodatni prihodi sa pravom su očekivani od kontinuiranog procesa borbe protiv poreske evazije odnosno tzv. procesa fiskalizacije.

⁵⁶ Opširnije o karakteristikama ove poreske reforme pogledati u okviru prvog dela ove disertacije, tačka 3.1. Operacionalizacija fiskalnog prilagođavanja.

Tabela 6. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Hrvatskoj 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2006.	smanjenje broja zaposlenih u državnoj administraciji, unapređenje finansijske discipline javnih preduzeća, redukcija javnih investicija, borba protiv poreske evazije	
2007.		rast tekuće javne potrošnje, povećanje naknada za porodiljsko odsustvo, subvencija za poljoprivredu i za nacionalnu avio kompaniju, rast javnih investicija, povećanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, jednokratni bonusi nastavnicima u osnovnom i srednjem obrazovanju
2008.	smanjenje tekuće javne potrošnje na dobra i usluge	
2009.	umanjenje osnovice za obračun zarada zaposlenih u javnom sektoru, redukcija tekuće javne potrošnje i kapitalnih investicija, povećanje opšte stope PDV-a i akciza, uvođenje poreza na usluge mobilne telefonije	povećanje subvencija za poljoprivredu i zapošljavanje
2010.	uvođenje solidarnog poreza na dohodak	smanjenje broja i visine stopa poreza na dohodak
2012.	povećanje opšte stope PDV-a, uvođenje poreza po odbitku na isplate dividendi i udela u dobiti, redukcija javnih investicija	snižavanje doprinosa za zdravstveno osiguranje
2013.	povećavanje niže i ukidanje nulte stope PDV-a, dalje smanjivanje osnovice za obračun zarada zaposlenih u javnom sektoru	
2014.	povećanje doprinosa za zdravstveno osiguranje, akciza na energente i električnu energiju, koncesijskih koeficijenata i telekomunikacionih naknada, povećavanje stopa u okviru oporezivanja dobitaka od igara na sreću, smanjenje intermedijarne potrošnje, redukcija subvencija za poljoprivredu, brodogradnju i železnice, racionalizacija socijalnih naknada i transfera	
2015.	smanjivanje javnih investicija, intermedijarne potrošnje i subvencija, povećavanje akciza na gorivo i duvanske prerađevine, uvođenje poreza na prihode od kamata	snižavanje poreskog opterećenja dohotka

Izvor: samostalna izrada autora

Na rashodnoj strani posebna pažnja je posvećena koncipiranju takvih mera koje imaju kapacitet da smanje budžetske neravnoteže a da pri tome ne deluju negativno na ekonomski rast, kao i da zadržavaju postojeći nivo socijalne zaštite. Pomenute mere su uključivale manje izmene u sistemu zarada zaposlenih u javnoj administraciji, smanjenje intermedijarne potrošnje (režijski troškovi, dobra i usluge), redukciju subvencija za poljoprivredu, brodogradnju i železnice, racionalizaciju socijalnih naknada i transfera, kao i kontinuirano smanjenje sredstava iz nacionalnog budžeta za finansiranje kapitalnih infrastrukturnih projekata odnosno njihovu zamenu sredstvima iz fondova Evropske unije (Republika Hrvatska, 2014).

Tokom naredne, 2015. godine pojavljuju se prvi znaci ekspanzivne fiskalne prakse oličeni u snižavanju poreskog opterećenja dohotka u iznosu od oko 0,6% BDP-a ostvarenog povećavanjem neoporezivog iznosa kao i podizanjem graničnih vrednosti poreskih razreda (IMF, 2015b). Istovremeno, kako se objašnjava u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2016a) javne investicije su zabeležile dramatičan pad od 22% (što odgovara fiskalnom efektu od oko 0,8% BDP-a), uz dodatne uštede u segmentima intermedijarne potrošnje i subvencija sa rashodne, kao i povećavanju akciza na gorivo i duvanske prerađevine i uvođenju poreza na prihode od kamata sa prihodne strane budžeta – sve sa značajno skromnijim fiskalnim učinkom (IMF, 2015; Republika Hrvatska, 2015). Efekat svih preduzetih mera, u kombinaciji sa prvim znacima ekonomskog oporavka oličenog u krhkom, ali pozitivnom ekonomskom rastu rezultirao je redukcijom budžetskog deficita na 3,4% BDP-a na kraju 2015. godine. Tokom 2016. godine javni prihodi su značajno ojačali, vođeni ubrzanim ekonomskim rastom, dok su primarni rashodi zadržani na nivou ispod nominalnog rasta bruto domaćeg proizvoda. Rezultat pomenutih trendova bio je deficit opšte države od svega 0,8% BDP-a (grafikon br. 13).

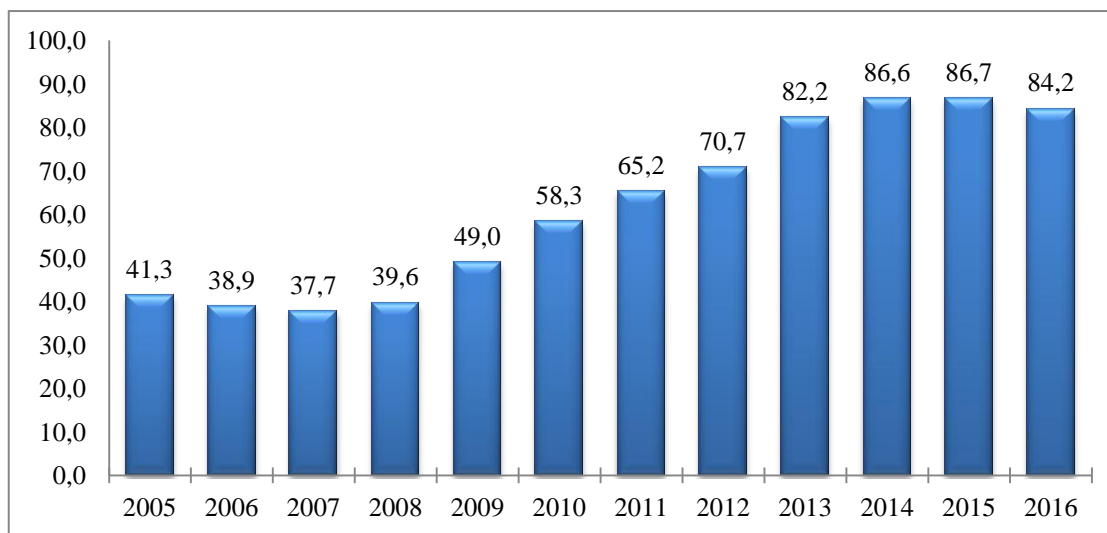
Visina javnog duga koja je zabeležena na početku posmatranog perioda (grafikon br. 14.) svakako je posledica trendova u fiskalnim finansijama u prethodnim razdobljima⁵⁷. Naime, tokom poslednje decenije prošlog veka u Hrvatskoj se kontinuirano beleži negativan saldo javnih prihoda i rashoda. Ipak, počevši od 2004. godine budžetski deficiti (mereni nominalno ali i u delom u BDP-u) bili su sve niži, što se konsekventno odrazilo i na opadanje nivoa javnog duga. Dodatno, od početka novog milenijuma hrvatski budžet počinje da ostvaruje značajan deo prihoda od privatizacije državne imovine, te je ponekad i uprkos srazmerno visokim deficitima zaduživanjem bilo potrebno nadomestiti sredstva koja su nominalno bila manja od samog iznosa deficita.

Državne obveznice denominirane u kunama, kako navodi Švaljek (2007), prvi put su emitovane 2003. godine, a uprkos određenoj dozi inicijalne sumnje, tražnja za njima je bila velika zahvaljujući visokoj likvidnosti na hrvatskom tržištu ali i visokoj kamatnoj stopi koju su nudile. Imajući to u vidu početkom 2004. godine doneta je i nova strategija zaduživanja čiji se bitan element odnosio na promenu prakse zaduživanja u inostranstvu u korist zaduživanja na domaćem tržištu. Na taj način je, u periodu od 2004-2006. godine osetno smanjen udeo inostranog u ukupnom javnom dugu. Ipak, finansijska kriza kasne 2008. godine i Velika recesija koja je usledila uticali su na snažno povlačenje stranog

⁵⁷ Švaljek (2007) navodi da se u kontekstu nastanka i dinamike kretanja javnog duga, razdoblje od osamostaljenja Hrvatske može grupisati u tri podrazdoblja: period od 1991. do 1996. godine koji može biti označen kao rana faza akumulacije javnog duga, zatim period od 1997. do 2003. godine koje ima obeležja zrele faze akumulacije javnog duga i konačno period od 2004. godine (zaključno sa 2007., prim. aut.) koju karakteriše suzbijanje daljeg rasta, odnosno faza konsolidacije javnog duga. Opširnije pogledati: Švaljek (2007).

kapitala što je samo dodatno naglasilo već postojeće neravnoteže (visok budžetski i deficit tekućeg računa, visok nivo spoljnog duga, značajna izloženost kursnom i kamatnom riziku, itd.) i sledstveno uticalo na gubitak poverenja investitora u hrvatske državne obveznice. Konsekventno, kreatori ekonomske politike bili su ponovo primorani da nedostajuća sredstva primarno obezbeđuju u stranoj valuti.

Grafikon 14. Hrvatska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Takođe, kao posledica globalnih kriznih tendencija krajem 2008. godine, ekonomski rast je najpre usporen, a zatim je hrvatska ekonomija ušla u recesiju u kojoj se zadržavala punih šest godina. Tokom pomenutog perioda, uprkos kontinuirano visokim budžetskim deficitima, kreatori ekonomske politike su izbegavali da preduzmu značajnije korake u pravcu fiskalne stabilizacije, delimično i usled bojazni od eventualnog produbljenja recesionih tendencija. To je rezultiralo izrazito snažnim rastom javnog duga, koji je tokom šestogodišnjeg kriznog perioda gotovo udvostručen. Naime, udeo javnog duga u bruto domaćem proizvodu u periodu 2009-2014. godine povećan je za 37 procentnih poena odnosno sa 39,6% početkom 2009. na 86,6% na kraju 2014. godine. Tokom fiskalne 2015. godine udeo javnog zaduženja u BDP-u stagnira da bi počevši od kraja 2016. konačno ispoljio tendenciju smanjivanja (grafikon br. 14).

2.7. Srbija

Uravnoteženje strukturno neusklađenih fiskalnih tokova već godinama predstavlja jedno od najdelikatnijih ekonomsko-političkih područja u Srbiji. Zapravo, kako se može zapaziti sa grafikona br. 15. sa izuzetkom blago suficitarne 2005. godine, manjak u državnom budžetu već više od decenije je stalni atribut javnih finansija Srbije. Dodatno, otpočinjenjem Velike recesije i nepovoljnim cikličnim trendovima koje je ista donela, budžetske neravnoteže se produbljuju i postaju sve ozbiljniji makroekonomski problem.

Budžetski suficit od 1,1% BDP-a ostvaren na početku analiziranog perioda (na kraju fiskalne 2005. godine) najvećim delom je posledica rasta poreskih prihoda usled uspešnog uvođenja poreza na dodatu vrednost u domicilni fiskalni sistem dok je samo u manjem obimu posledica stagnacije odnosno pada pojedinih kategorija javnih rashoda, pre svega subvencija i kapitalnih investicija. Ipak, pomenuti suficit budžeta ostao je jednokatan fenomen, budući da se već počevši od naredne fiskalne godine nastavlja ekspanzivni kurs fiskalne politike.

Tokom 2006. godine usvojen je Nacionalni investicioni plan, petogodišnji program javne investicione aktivnosti koji je za odnosnu godinu planirao ekspanziju od oko 4% BDP-a (IMF, 2006b). Dodatno, počevši od trećeg kvartala pomenute godine, pored kapitalne i tekuća javna potrošnja počinje da beleži snažan⁵⁸ rast, dok istovremeno poreski prihodi, mereno u procentu bruto domaćeg proizvoda beleže relativno konstantan udeo. Sa druge strane, na prihodnoj strani se pojavljuju i neke srazmerno velike ali jednokratne stavke poput prihoda od prodaje mobilne telekomunikacione licence koji su činili približno 1,6% BDP-a (IMF, 2006b). Rezultat takvih kretanja je budžetski deficit od 1,5% BDP-a na kraju 2006. godine.

Počevši od 2007. godine snižena je stopa poreza na dohodak građana sa 14 na 12% što je uticalo na smanjivanje realnih prihoda od ovog poreza, dok su prevremena otplata dela duga prema penzionerima, povećanje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, budžetske pozajmice ali i rast najrazličitijih oblika subvencija tokom godine, a naročito u poslednjem kvartalu, dalje produbili jaz između prihodne i rashodne strane budžeta. Sve pomenuto se odrazilo na rast deficita koji je na kraju 2007. godine iznosio 1,9% BDP-a, što je za oko pola procentnog poena više nego prethodne godine.

Fiskalna ekspanzija nastavila se i u narednoj godini. Glavni činioci pomenute ekspanzije nalazili su se sa rashodne strane i to primarno u domenu rashoda za penzije. Naime, tokom 2008. godine osim redovne indeksacije u aprilu i oktobru penzije su dva puta i vanredno povećane - prvi put početkom godine u cilju usklađivanja prosečne penzije na nivou od 60% prosečne zarade i drugi put u oktobru kada su pored redovnog usklađivanja penzije povećane za dodatnih 10%. Sa druge strane, tokom iste godine zabeležene su opadajuće tendencije u okviru kategorija rashoda za kupovinu dobara i usluga kao i u segmentu kapitalnih investicija. Dodatno, prelivanje globalnih kriznih tendencija na privredu Srbije uticalo je na stagnaciju i opadanje poreskih prihoda, što se u krajnjoj instanci održalo na novi rast deficita, na 2,6% BDP-a na kraju 2008. godine.

Početak 2009. godine usvojen je okvirni program akcija ekonomske politike kao odgovor na promene makroekonomskog okruženja - otpočinjanje Velike recesije i njeno prelivanje na privredu Srbije koji se sastojao od četiri paketa mera (Vlada Republike Srbije, 2008). Prvi paket se odnosio na mere u sektoru države i podrazumevao je zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, rast socijalnih davanja samo do nivoa planirane inflacije kao i određene uštede u segmentu državnih subvencija. Mere u sektoru privrede imale su za cilj ublažavanje recesivnih tendencija povećavanjem likvidnosti privrede, stimulisanjem agregatne tražnje, povećavanjem izvoza i investicija kao i stvaranjem povoljnijeg poslovnog ambijenta, a odnosile su se pre svega na podsticanje kreditne aktivnosti komercijalnih banaka i subvencionisanje kamata na potrošačke ali i kredite preduzećima, obezbeđivanje povoljnijih uslova za obrtna sredstava koja su u funkciji

⁵⁸ Konkretno, u četvrtom kvartalu 2006. godine javni rashodi su porasli nominalno za 31%, realno za 21% odnosno u procentu od BDP-a za oko 6% u odnosu na isti kvartal prethodne godine.

realizacije izvoznih poslova, rast javnih infrastrukturnih investicija itd. Konačno, mere u finansijskom sektoru podrazumevale su ukidanje poreza na kapitalnu dobit i poreza na prenos apsolutnih prava u trgovini hartijama od vrednosti, dok je glavna mere u sektoru stanovništva bila povećanje državnih garancija za štedne uloge sa 3.000 na 50.000 evra uz ukidanje poreza na kamate na štednju (Vlada Republike Srbije, 2008).

Sa druge strane, kada je reč o čisto fiskalnom kontekstu, konkretni opseg mera formalizovan je rebalansom budžeta u drugoj polovini godine i uključivao je smanjenje tekućih diskrecionih rashoda, smanjenje transfera od centralnog ka lokalnom nivou vlasti, smanjivanje troškova zdravstvene zaštite, povećanje akciza na naftne derivate kao i dodatno oporezivanje usluga mobilne telefonije i imovine veće vrednosti. Ipak, budžetski deficit je nastavio da raste i tokom 2009. godine na kraju koje je iznosio 4,4% BDP-a (grafikon br. 15).

Tokom najvećeg dela 2010. godine fiskalna politika je nastavila da istrajava u naporima za balansiranjem između ekspanzivnog toka u cilju podsticanja ekonomske aktivnosti i restriktivne prakse zarad očuvanja fiskalne održivosti ali i kontole inflacionih i spoljnotrgovinskih neravnoteža. Takođe, u drugoj polovini godine zabeležena je blaga revitalizacija tendencija na prihodnoj strani budžeta, ali i izvesna prekompozicija javne potrošnje u smislu povećavanja socijalnih rashoda transfernog tipa najsiromašnijima, što je uz zadržavanje nominalno zamrznutih zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija tokom cele godine rezultiralo deficitom od 4,6% BDP-a (cca. 0,15 procentnih poena manje u odnosu na plan).

Međutim, novi talas usporavanja privredne aktivnosti i ciklično smanjivanja osnovica za oporezivanje dohotka i potrošnje tokom 2011. godine doveli su do pada javnih prihoda dok su, sa druge strane, javni rashodi⁵⁹ usled relativno više inflacije rasli brže od planiranih. Iako su u poslednjem kvartalu zabeležene izvesne uštede u okviru rashoda za subvencije i kapitalne investicije, kumulativni efekat fiskalne prakse tokom 2011. godine bio je dalji rast budžetskog deficita koji je na kraju te godine iznosio 4,8% BDP-a odnosno 0,3% više od planiranog.

Tokom izborne⁶⁰ 2012. godine fiskalna politika je ispoljila izrazito ekspanzivni tok. U prvoj polovini godine zabeležen je rast gotovo svih kategorija tekućih javnih rashoda, sa posebnim akcentom na subvencijama, socijalnim transferima i rashodima za kupovinu dobara i usluga. Dodatno, umesto planiranog privrednog rasta ekonomija je ostala u fazi recesije što se negativno odrazilo na prihodnu stranu budžeta. Deficit zabeležen u prvoj polovini godine iznosio je blizu 7% polugodišnjeg bruto domaćeg proizvoda, što je bio jasan znak da je zarad očuvanja fiskalne održivosti u predstojećem srednjoročnom periodu neminovna primena restriktivnih, konsolidacionih mera fiskalne politike.

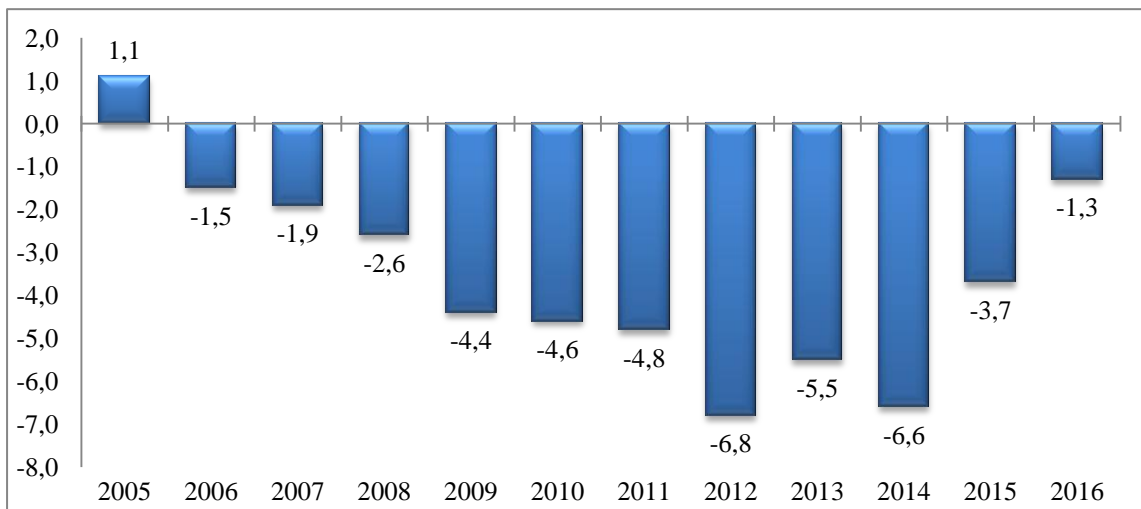
Kao reakcija na pogoršanje fiskalnih tokova u poslednjem kvartalu 2012. godine, donet je i prvi paket mera za fiskalnu konsolidaciju. Najupečatljivija mera tog programa (Vlada Republike Srbije, 2012) sa prihodne strane nedvosmisleno je bilo povećanje opšte stope poreza na dodatu vrednost sa 18 na 20%. Prateće mere podrazumevale su rast akciza na duvanske prerađevine i naftne derivate kao i povećanje poreske stope na prihode od

⁵⁹ Pre svega zarade zaposlenih u javnom sektoru i penzije koje ponovo počinju da se indeksiraju u skladu sa inflacijom.

⁶⁰ Dinamika budžetskog deficita Srbije može se analizirati i u svetlu političkih ciklusa. Opširnije o tome pogledati npr. Jevđović (2013a).

kamata, dividendi i kapitalnih dobitaka. Istovremeno, predviđeno je ukidanje najvećeg broja poreskih olakšica i izuzeća u okviru sistema oporezivanja dobiti preduzeća uz povećanje poreske stope tog poreza sa 10 na 15% počevši od 2013. godine.

Grafikon 15. Srbija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Sa druge strane, restriktivne mere na rashodnoj strani uključivale su utvrđivanje maksimalne zarade u javnom sektoru, eliminisanje nepotrebnih troškova države i uštede po osnovu niže indeksacije penzija i zarada u javnom sektoru (Vlada Republike Srbije, 2012). Ipak, za razliku od toga, pojedine mere u okviru prvog konsolidacionog paketa nisu donele preko potrebne uštede već naprotiv - novo povećanje budžetskog deficita. U ovom segmentu posebno se izdvaja program „trinaesta penzija“ koji je podrazumevao da se penzionerima sa primanjima nižim od 15.000 dinara mesečno isplati dodatni transfer iz republičkog budžeta u visini od 16.000 dinara (kvartalno, u četiri jednake rate). Pored toga, na povećanje rashodne strane budžeta uticao je i niz drugih mera poput povećanja subvencija⁶¹ u privredi, izdvajanja za ublažavanje posledica suše, ali i povećanja izdataka za nabavku finansijske imovine. U krajnjoj instanci, fiskalna ekspanzija sadržana u pomenutom paketu mera bila je toliko izražena da je zapravo prevazišla konsolidacione akcije, što je dalje uticalo na povećanje deficita opšte države, i sledstveno dalje javno zaduživanje (grafikon br. 15).

Nepovoljni trendovi iz 2012. prelili su se i na narednu, 2013. godinu. Već krajem prvog kvartala 2013. godine bilo je evidentno da je budžet za odnosnu godinu sa deficitom od 3,6% BDP-a isuviše optimistički planiran budući da su u odnosu na plan podbacili gotovo svi važniji poreski oblici (porez na dodatu vrednost, akcize, porez na dohodak, porez na dobit) dok su se neplanirane promene makroekonomskog okruženja, relativno niža stopa inflacije i apresijacija dinara, takođe negativno odrazili na prihodnu stranu budžeta. Istovremeno, pojavile su se i prve indicije da bi javni rashodi mogli biti veći od plana (otplate glavnice garantovanih kredita i intervencije u bankarskom sektoru), što je dodatno ugrozilo fiskalnu održivost.

⁶¹ Primera radi, u 2012. godini subvencije su premašile državna izdvajanja za kapitalne investicije.

Tabela 7. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Srbiji 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2006.		rast kapitalne javne potrošnje
2007.		snižavanje stopa poreza na dohodak, prevremena otplata duga prema penzionerima, povećanje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, rast budžetskih pozajmica i subvencija
2008.	redukcija rashoda za kupovinu dobara i usluga i kapitalnih investicija	dva vanredna povećanja penzija (pored redovne indeksacije)
2009.	zamrzavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, smanjivanje tekućih rashoda i transfera od centralnog ka lokalnom nivou vlasti, smanjivanje troškova zdravstvene zaštite, rat akciza na naftne derivate, dodatno oporezivanje usluga mobilne telefonije i imovine veće vrednosti	rast javnih infrastrukturnih investicija, ukidanje poreza na kapitalnu dobit i poreza na prenos apsolutnih prava u trgovini hartijama od vrednosti
2012.	rast opšte stope PDV-a i akciza na duvanske prerađevine i naftne derivate, povećanje stope poreza na prihode od kamata, dividendi i kapitalnih dobitaka, ukidanje olakšica i izuzeća u okviru sistema oporezivanja dobiti preduzeća, utvrđivanje maksimalne zarade u javnom sektoru	rast subvencija, socijalnih transfera, rashoda za kupovinu dobara i usluga, program „trinaesta penzija“
2013.	rast stope poreza na dobit, prenošenje dela poreskih prihoda sa lokalnog na centralni nivo, redukcija kapitalnih investicija, subvencija i rashoda za nabavku robe i usluga	povećavanje rashoda za socijalnu zaštitu i budžetskih kredita
2014.	umanjenje zarada zaposlenih u javnom sektoru preko određenih pragova, povećanje posebne stope PDV-a uz prebacivanje dela neegzistencijalnih proizvoda i usluga na opštu stopu PDV, racionalizacija sistema subvencija, smanjenje rashoda za kupovinu roba i usluga, smanjenje rashoda za kamate po osnovu refinansiranja dospelih tranši javnog duga pod relativno povoljnijim uslovima	
2015.	smanjenje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija, uštede u okviru sistema subvencionisanja, uvođenje tranzitne naknade za transport gasa, uvođenje akcize na električnu energiju	

Izvor: samostalna izrada autora

Inicijalna reakcija na snažno povećanje deficita u prvom kvartalu 2013. godine, bilo je donošenje seta *ad hoc* mera za održanje deficita, i to još jednom sa težištem promena na prihodnoj strani budžeta. Kao najvažnija mera izdvojilo se prenošenje dela poreskih prihoda sa lokalnog na Republički nivo što je ostvareno izmenama Zakona o porezu na dohodak građana i Zakona o doprinosima za obavezno socijalno osiguranje. Zapravo, porez na zarade (prihod lokalnog nivoa vlasti) je smanjen sa 12 na 10%, dok je stopa doprinosa za penzijsko i invalidsko osiguranje na teret zaposlenog (prihod republičkog budžeta) povećana sa 11 na 13%. Usvojenim setom poreskih zakona predviđene su i manje izmene u Zakonu o porezu na imovinu (integriranje naknade na gradsko građevinsko zemljište u redovni godišnji porez na imovinu) kao i u Zakonu o porezu na dobit (povećanje obima poreskih olakšica)⁶².

Pred kraj drugog kvartala 2013. godine usledio je i drugi odgovor na nepovoljne tokove u javnim finansijama Srbije, oličen u rebalansu budžeta. Budući da su prethodnim merama mogućnosti za smanjivanje budžetskog deficita povećanjem pojedinih poreskih oblika u velikoj meri iscrpljene, kreatori ekonomske politike su procenili da je nastavak fiskalnog prilagođavanja potrebno sprovesti smanjivanjem javnih rashoda.

Rebalans budžeta za 2013. godinu doneo je značajne uštede na rashodnoj strani i to najviše na poziciji kapitalnih investicija a zatim i u okviru subvencija i rashoda za nabavku roba i usluga. Najveće smanjenje je predviđeno za transfere organizacijama obaveznog socijalnog osiguranja što je, međutim, efekat pune primene poreskih mera koje su prethodile rebalansu. Sa druge strane, povećani su rashodi za socijalnu zaštitu, rashodi za kamate i budžetski krediti (Zakon o izmenama i dopunama zakona o budžetu Republike Srbije za 2013. godinu). Očekivani deficit za 2013. godinu rebalansom je povećan sa prvobitno planiranih 3,6 na 5,2% BDP-a. Ipak, do kraja godine, deficit je prekoračio i taj revidirani plan (grafikon br. 15). Ovakvu dinamiku opredelilo je slabo izvršenje poreskih prihoda tokom čitave godine ali i plaćanja po osnovu aktiviranih državnih garancija, intervencije u bankarskom sektoru, dokapitalizaciju banaka i preuzimanje dugova nekih državnih entiteta.

Imajući u vidu opisane trendove u Fiskalnoj strategiji za 2014. godinu (Vlada Republike Srbije, 2013), predstavljen je novi paket mera za fiskalnu konsolidaciju. Na prihodnoj strani budžeta kao najupečatljivija mera izdvojilo se uvođenje tzv. solidarnog poreza odnosno procentualno umanjenje zarada zaposlenih u javnom sektoru preko određenih pragova (60.000 i 100.000 dinara neto), kao i povećanja posebne stope poreza na dodatu vrednost (PDV) sa 8% na 10% uz prebacivanje dela neegzistencijalnih proizvoda i usluga na opštu stopu PDV. Dodatno, istim programom predviđeni su i značajni efekti povećanja poreskih prihoda po osnovu sistematske borbe protiv sive ekonomije, što predstavlja meru koja je u izvesnom smislu ostala nedorečena usled nedostatka konkretnih planova za operacionalizaciju te borbe.

Sa rashodne strane, fiskalnom strategijom za 2014. godinu predviđena je restriktivna indeksacija penzija i zarada zaposlenih u javnom sektoru, racionalizacija sistema subvencija (kako kroz njihovo smanjivanje tako i kroz preispitivanje opravdanosti postojećih programa), zatim smanjenje rashoda za kupovinu roba i usluga kroz racionalizaciju i efikasniju kontrolu javnih nabavki i konačno smanjenje rashoda za kamate

⁶² Opširnije pogledati npr. Jevđović (2013a).

po osnovu refinansiranja dospelih tranši javnog duga pod relativno povoljnijim uslovima (Vlada Republike Srbije, 2013).

Ipak, ni drugi paket mera za fiskalnu konsolidaciju nije doneo očekivane rezultate u smislu ograničavanja budžetskog deficita i daljeg rasta javnog duga. Tome su u određenoj meri doprinele i tzv. „transakcije ispod crte“ odnosno plaćanja po osnovu aktiviranih garancija državnih i javnih preduzeća (Srbijagas, Galenika, Železara Smederevo i druga), povećana potrošnja usled održavanja vanrednih parlamentarnih izbora ali i povećanje javnih rashoda za saniranje posledica velikih majskih poplava iz iste godine.

Budžet za 2015. godinu kao i prateća fiskalna strategija za naredni srednjoročni period ozvaničili su novi ciklus fiskalne konsolidacije. Treći paket mera za stabilizaciju i konsolidaciju javnih finansija Srbije planiran za period 2015-2017. godine podrazumevao je niz mera od kojih je najveću specifičnu težinu imalo smanjenje zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija (Vlada Republike Srbije, 2014). Prva od pomenute dve mere, sa fiskalnim efektom od oko 0,5% BDP na godišnjem nivou, predviđala je linearno umanjeње zarada zaposlenih u javnom sektoru u iznosu od 10% od neto zarade za zaposlene koji primaju preko 25.000 dinara, pri čemu je za zaposlene koji mesečno primaju između 25.000 i 27.500 dinara predviđeno da zarada nakon smanjenja ne bude niža od 25.000 dinara. Kada je reč o smanjenju penzija (sa približno istim procenjenim fiskalnim efektom od 0,5% BDP godišnje) konsolidacione mere su predviđale progresivno smanjenje iznosa penzije marginalnim stopama od 22% odnosno 25% i to u okviru grupe penzionera koji ostvaruju primanja preko 25.000 dinara. Konkretno, penzije između 25.000 i 40.000 dinara smanjene su primenom marginalne stope od 22% na iznos preko 25.000 dinara, dok su penzije preko 40.000 dinara dodatno smanjene primenom marginalne stope od 25% na iznos preko 40.000 dinara. Socijalno najugroženija ali i najbrojnija⁶³ grupa penzionera koji mesečno primaju ispod 25.000 dinara, bili su izuzeti od pomenutih mera (Vlada Republike Srbije, 2014).

Takođe, izmenom Zakona o budžetskom sistemu uvedeno je novo pravilo za indeksaciju penzija i zarada zaposlenih u javnom sektoru po kom će se one povećavati samo u godinama u kojima se očekuje da učešće ovih kategorija rashoda u BDP-u bude ispod 11% odnosno 7%, respektivno. Dodatno, predviđena je racionalizacija javnog sektora u smislu smanjenje broja zaposlenih za po 5% godišnje u narednom trogodišnjem periodu od čega će se najveći deo ostvariti prirodnim odlivom uz ograničeno popunjavanje novonastalih mesta (po principu 5:1).

Treći paket konsolidacionih mera doneo je i izvesne uštede u okviru sistema subvencionisanja i to pre svega u domenu poljoprivredne proizvodnje ali i kroz umanjivanje a zatim i potpuno ukidanje subvencija za pojedine javne servise. Konačno, uštede na javnim nabavkama dobara i usluga, uvođenje tranzitne naknade za transport gasa i izmene propisa o finansiranju lokalne samouprave u cilju smanjivanja transfera iz budžeta Republike Srbije i podsticanja lokalnih nivoa vlasti na efikasniju naplatu sopstvenih prihoda, neke su od pratećih mera pomenutog programa (Vlada Republike Srbije, 2014)⁶⁴. Dodatno, počevši od avgusta 2015. godine, a u skladu sa međunarodnim poreskim

⁶³ Prema procenama blizu 60% od ukupnog broja penzionera nalazi se u ovoj grupi.

⁶⁴ Takođe, u okviru fiskalne strategije za 2015. godinu reforma javnih preduzeća prepoznata je kao jedan od najozbiljnih strukturnih ciljeva, pogotovo kada je reč o velikim sistemima. Racionalizacija njihovog poslovanja i pretvaranje tzv. gubitaka u profitna preduzeća postavljeno je za prioritetni zadatak ekonomske politike u narednom periodu.

standardima, u domicilni fiskalni sistem uveden je novi akcizni oblik - akciza na električnu energiju. Sve pomenute mere, dovele su do snažnog fiskalnog prilagođavanja tokom 2015. godine. Naime, budžetski deficit je na kraju te godine iznosio 3,7% BDP-a, što je gotovo dvostruko niže nego godinu dana ranije (grafikon br. 15).

Fiskalna konsolidacija podržana merama iz 2015. godine nastavljena je i u narednoj godini bez usvajanja dodatnih oblika prilagođavanja. Ipak, revitalizacija ekonomskog rasta tokom 2016. godine pozitivno se odrazila na prihodnu stranu domicilnog budžeta, koja je dodatno ojačana brojnim akcijama Poreske uprave u segmentu borbe protiv poreske evazije ali i određenim jednokratnim faktorima (uplata sredstava za 4G telekomunikacionu licencu, vanredno visoke dividende preduzeća u državnom vlasništvu). Sa druge strane, kapitalne investicije su značajno premašile planirani obim, što se međutim može oceniti kao pozitivan trend bez obzira na dodatno generisani deficit.

Imajući u vidu povoljne fiskalne trendove, u drugoj polovini 2016. godine došlo je i do postepenog odstupanja od stroge fiskalne štednje, pa je tako u poslednjem kvartalu svim penzionerima isplaćena jednokratna novčana pomoć u iznosu od 5.000 dinara a odobreno je i povećanje zarada zaposlenih u određenim segmentim javnog sektora (prosveta, zdravstvo, institucije kulture, vojska, policija) počevši od fiskalne 2017. godine.

Kako se zapaža sa grafikona br. 16. dinamika domicilnog javnog zaduženja u analiziranom periodu ne ispoljava jedinstven trend. Zapravo, u prvom delu analiziranog perioda (2005-2008. godina) nivo javnog duga Srbije opada i to kako po apsolutnoj vrednosti tako i relativno, u odnosu na bruto društveni proizvod. Ipak, zanimljiva je činjenica da je, kako je napred izloženo, u svakoj od navedenih godina (izuzev 2005.) fiskalni saldo domicilnog budžeta beležilo negativan predznak što navodi na zaključak da je smanjenje javnog zaduženja ostvareno, u izvesnom smislu na vanredan način. Naime, glavni faktori zaslužni za ovako dramatično razduženje države bili su visok otpis duga prema poveriocima iz Pariskog i Londonskog kluba početkom 2006. godine, kao i značajan priliv prihoda od privatizacije koji su u određenoj meri korišćeni i za vraćanje dospelih dugova. Takođe, opadanje nivoa javnog duga u odnosu na BDP bilo je podstaknuto i rastom BDP-a čiju je nominalnu vrednost u eurima dodatno ojačala snažna apresijacija dinara u odnosnom periodu.

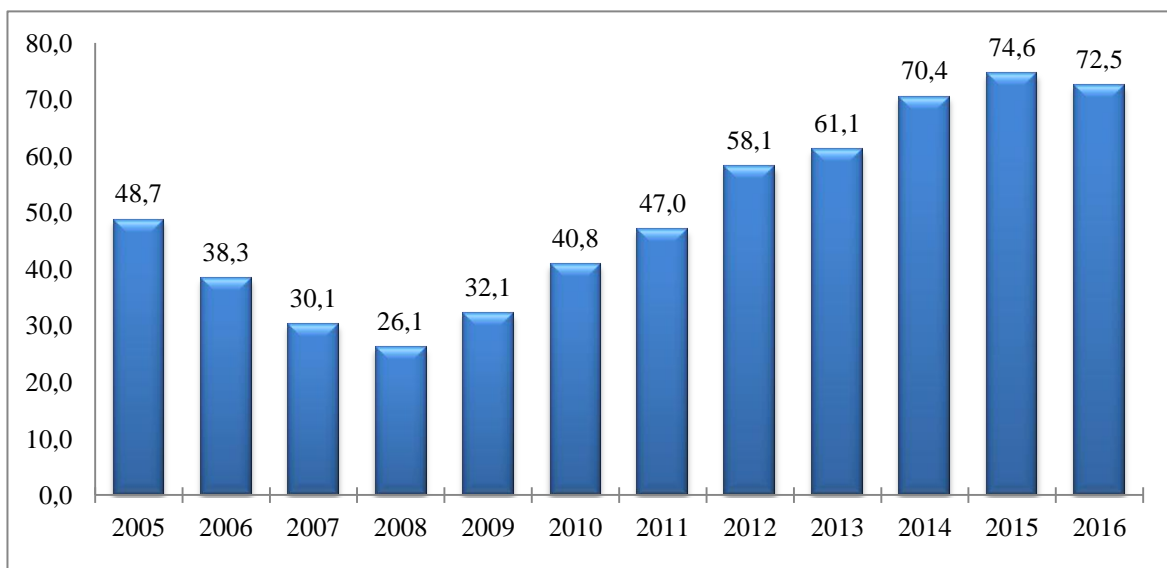
Sa prvim znacima ekonomske krize krajem 2008. godine, počinje i period u kome domicilno javno zaduženje otpočinje nekontrolisani rast. Za samo četiri godine (2008-2012.) udeo javnog duga u bruto domaćem proizvodu se praktično udvostručilo, čemu su pored relativno visokih budžetskih deficita doprineli i negativan ekonomski rast kao i depresijacija dinara. Krajem 2011. godine javno zaduženje je prešlo i granicu od 45% BDP-a (definisanu fiskalnim pravilom koje je počelo da se primenjuje upravo početkom te godine), dok je samo tri godine kasnije, na kraju 2014. godine javni dug Srbije iznosio preko 70% BDP-a, što je za nerazvijenu i oslabljenu domaću ekonomiju postao preveliki teret.

Snažnom rastu javnog duga u analiziranom periodu u značajnoj meri je doprinelo neefikasno i neracionalno poslovanje preduzeća u državnom vlasništvu. Naučna i stručna javnost već nekoliko godina upozorava da loše poslovanje pomenutih preduzeća predstavlja veliki rizik započete fiskalne konsolidacije. Kako navodi Fiskalni savet (2014) ilustrativan primer za pomenutu tvrdnju može biti baš 2014. godina u kojoj su nova davanja iz domicilnog budžeta usmerena ka samo dva preduzeća u državnom vlasništvu

(Srbijagasu i Železari) bila veća od svih prihoda koje je država imala po osnovu dve ključne mere paketa fiskalne konsolidacije iz te godine (povećanja snižene stope PDV-a sa 8 na 10% i uvođenja solidarnog poreza).

Kako se navodi u literaturi (npr. Fiskalni savet, 2014) postoji nekoliko kanala putem kojih se loše poslovanje ovih preduzeća prelijeva na javne finansije pri čemu su ključni sledeći: neposredno povećanje javnih rashoda (subvencije, plaćanje po osnovu ranije garantovanih obaveza, krediti nekih državnih fondova koji suštinski predstavljaju subvencije budući da se ne vraćaju), zatim neposredno smanjenje javnih prihoda (po osnovu dugova za neplaćene poreze i doprinose) i konačno posredno povećavanje budžetskog deficita i javnog duga (aktivnostima poput povezivanja radnog staža radnika zaposlenih u određenim preduzećima u državnom vlasništvu, tolerisanje dugova i docnji za zaostale obaveze prema državi a potom preuzimanje tih obaveza prilikom privatizacije, promovisanje mekog budžetskog ograničenja i generisanje nelikvidnosti u privredi koja može da obeshrabri ekonomsku aktivnost i utiče na smanjivanje javnih prihoda po tom osnovu, itd.). Ukupan negativni efekat lošeg poslovanja pojedinih domicilnih preduzeća u državnom vlasništvu kontinuirano raste od početka Velike recesije da bi dostigao 3% BDP-a u 2014. godini (Fiskalni savet, 2014).

Grafikon 16. Srbija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Počevši od 2015. godine tempo rasta udela javnog zaduženja u bruto domaćem proizvodu počinje da opada zahvaljujući efektima konsolidacionih mera ali i revitalizaciji ekonomskog rasta. Takođe, počevši 2015. godine povećana je transparentnost državnog budžeta i to posebno na rashodnoj strani u okviru koje sada počinju da se prikazuju sve transakcije države uključujući i plaćanja po osnovu aktiviranih garancija, dokapitalizacije banaka i preduzeća, preuzimanje duga drugih državnih entiteta i drugo. Zapravo, pomenuti izdaci u prethodnom periodu nisu bili tretirani kao stavka rashoda, i konsekvantno nisu bili sadržani u budžetskom deficitu, dok je sa druge strane njihova realizacija *de facto* bila reflektovana u povećanju nivoa javnog duga. Imajući to u vidu, uključivanjem pomenutih kategorija izdataka u javne rashode počevši od fiskalne 2015. godine uspostavljena je

čvršća veza na relaciji ostvareni fiskalni rezultat vs. neto promena stanja javnog duga. (Vlada Republike Srbije, 2014).

Dodatno, pored zabrinjavajuće visine, potrebno je obratiti pažnju na još jednu negativnu karakteristiku javnog zaduženja Srbije, i to onu koja se tiče valutne strukture duga. Zapravo, zaduženje države u domicilnoj valuti u odnosu na ukupan dug je izuzetno nisko (cca. 20%) odnosno blizu 80% javnog duga denominirano je u inostranim valutama (pretežno euru i dolaru) prema kojima dinar u dugoročnom periodu ispoljava osetno slabljenje. Ovakvo činjenično stanje, pored apsolutne i relativne visine dodatno apostrofira i valutni rizik održivosti javnog duga Srbije.

2.8. Makedonija

Makedonija je jedna od zemalja koja je globalne krizne tendencije kasne 2008. i početkom 2009. godine dočekala sa relativno uravnoteženim budžetom (grafikon br. 17). Kako se navodi u izveštaju Evropske komisije (European Commission, 2006) razlog tome leži u uspehu procesa administrativne decentralizacije koji je smanjio javnu potrošnju ali i nekim strukturnim reformama poput one u segmentu zdravstvenog sistema ili unapređenja transparentnosti procesa javnih nabavki, koje su povećale troškovnu efikasnost.

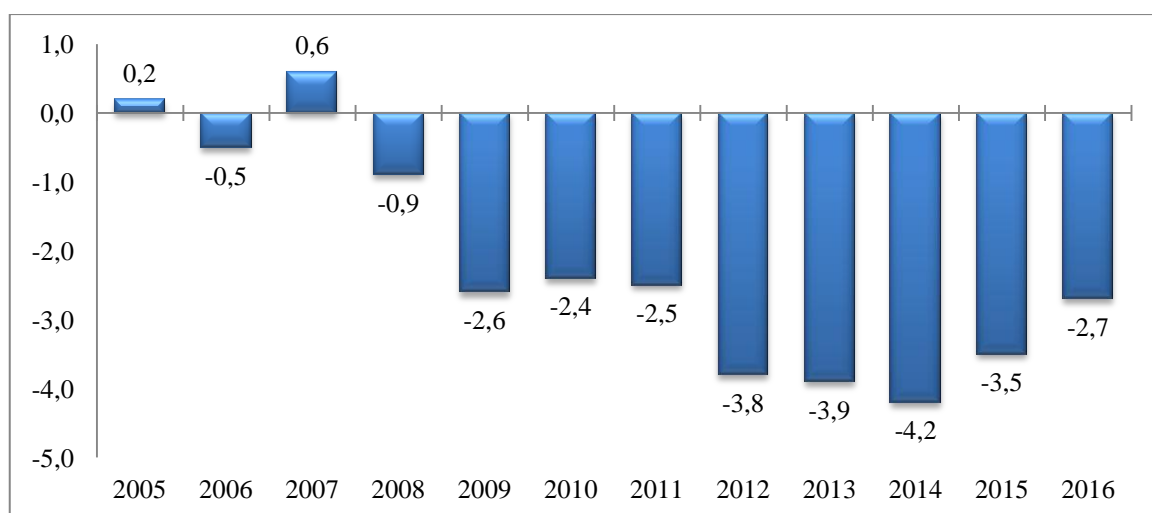
Nakon suficita od 0,2% BDP-a na kraju 2005. godine, tokom naredne 2006. godine ekspanzivna fiskalna politika, delimično motivisana predizbornim ciklusom, uticala je na blago pogoršavanje budžetskog balansa (grafikon br. 17). Fiskalna ekspanzija se pre svega ogledala u rastu javne potrošnje na subvencije poljoprivrednicima ali i na povećanje zarada zaposlenih u sektoru zdravstva (IMF, 2006c). Dodatno, tokom 2006. godine izvršena je delimična promena sistema penzijskog osiguranja (uvođenje novog stuba privatnog penzijskog osiguranja uz transfer dela doprinosa) po osnovu koje su prihodi državnog fonda srazmerno smanjeni (World Bank, 2015). Sa druge strane, tokom iste godine, povećane su akcize na duvanske prerađevine a srazmerno veliki prihod je ostvaren i od dividende makedonskog telekoma (0,6% više nego što je inicijalno planirano).

Tokom narednih godina kreatori ekonomske politike u Makedoniji vodili su izrazito aktivnu poresku politiku. Poreske stope poreza na dohodak građana ali i poreza na dobit preduzeća snižene su na 12% počevši od 2007. i dalje na 10% počevši od 2008. godine kada je uveden i paušalni sistem oporezivanja za mala preduzeća. Takođe, počevši od 2007. godine u okviru sistema oporezivanja dobiti uvedeno je poresko oslobođenje za reinvestiranu dobit bez dvostrukog odbitka za investicije, harminizovane su minimalne osnovice za obavezno socijalno osiguranje a oporezivanje potrošnje pojedinih kategorija dobara i usluga (kompjuteri, lekovi i javni prevoz) prebačeno je sa opšte na sniženu stopu PDV-a (IMF, 2009). Sa druge strane, u poslednjem kvartalu 2007. godine značajno su povećane javne investicije, kao i zarade zaposlenih u javnom sektoru. Ipak, ciklično povećavanje domaće agregatne tražnje i sledstveno prihoda od poreza na potrošnju, kao i unapređenje poreske administracije i implementacija mera borbe protiv sive ekonomije uticali su na snažan rast prihodne strane i konsekvantno smanjivanje budžetskog deficita u odnosu na prethodnu godinu, uprkos opisanim merama snižavanja poreskog opterećenja i ekspanzije rashoda (grafikon br. 17).

Krajem 2007. i tokom 2008. godine javna potrošnja, uključujući i kapitalne infrastrukturne investicije, je značajno porasla. Penzije su povećane za 13% u januaru 2008. i zatim za dodatnih 7% u julu iste godine dok su zarade zaposlenih u javnom sektoru takođe povećane (drugu godinu zaredom) i to za 10% (IMF, 2009c). Međutim, u posljednjem kvartalu 2008. godine globalne krizne tendencije počinju da se prelilavaju na privredu Makedonije. To se pre svega očitovalo kroz kolaps izvozne tražnje i gubitak eksternog finansiranja, koji su dalje izazvali oštro usporavanje privrede i konačno pad poreskih prihoda. Takođe, centralna banka je bila primorana da ubrzano prodaje devizne rezerve što je stvorilo izvesnu dozu neizvesnosti o održivosti fiksnog deviznog kursa (IMF, 2010e). U fiskalnom kontekstu rezultat pomenutih kretanja bio je budžetski deficit od 0,9% BDP-a na kraju 2008. godine.

Tokom 2009. godine kreatori ekonomske politike u Makedoniji implementirali su tzv. anti-krizni paket mera za ublažavanje efekata krize, stimulisanje ekonomskog rasta, poboljšavanje životnog standarda i zaštitu ugroženih grupa koji se sastojao od dve grupe mera (Republic of Macedonia, Ministry of Finance, 2009). Prva grupa se odnosila na mere za preduzeća sa ugroženom likvidnošću koja imaju zaostale poreze, doprinose i druge javne dažbine, a kojima je data mogućnost da reprogramiraju dugove uz otpis kamate ukoliko redovno plaćaju glavnicu. Istovremeno, izvršena je konverzija duga u kapital u okviru četiri državna preduzeća, a sve u cilju povećanja konkurentnosti ovih preduzeća odnosno uticanja na njihovu privlačnost za eventualnu prodaju. Drugi set mera se odnosio na profitabilna preduzeća i podrazumevao je uvođenje poreskog oslobođenja za reinvestiranu dobit. Takođe, kako bi se poboljšala konkurentnost makedonskih firmi na međunarodnom tržištu u okviru pomenutog anti-kriznog paketa smanjene su carine na veliki broj sirovina u okviru tekstilne industrije kao i na određene mašine i opremu u metalnoj industriji (Republic of Macedonia, Ministry of Finance, 2009).

Grafikon 17. Makedonija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Deficit od 2,6% BDP-a na kraju 2009. godine zadržao se na približno istom nivou i tokom naredne dve godine. Naime, fiskalna kretanja tokom 2010. i 2011. godine u najvećoj meri su odražavala funkcionisanje automatskih stabilizatora budući da osim zamrzavanja

zapošljavanja kao i zarada zaposlenih u javnom sektoru nije bilo značajnijih promena diskrecione fiskalne politike. Stoga je i deficit od 2,4% i 2,5% BDP-a na kraju 2010. i 2011. godine respektivno bio u skladu sa targetima izloženim u fiskalnoj strategiji i godišnjim budžetima. Kako se objašnjava u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2010e) iako bi restriktivnija fiskalna praksa tokom odnosnih godine išla u prilog održivosti tekućeg računa, deviznih rezervi a u krajnjoj instanci i deviznog kursa, sa druge strane takva politika bi gotovo izvesno obeshrabrila domaću proizvodnju i zaposlenost.

Fiskalni pokazatelji dodatno su se pogoršali tokom 2012. godine. Deficit opšte države porastao je na 3,8% BDP-a što je prevazilazilo čak i revidirani target od 3,5% BDP-a za tu godinu. Pozadina ovakvih trendova nalazi se pre svega u novom usporavanju ekonomskog rasta, precenjenim projekcijama javnih prihoda ali i isplati zaostalih obaveza za isplatu povrata PDV-a koje su se akumulirale tokom prethodnog perioda (European Commission, 2013). Dodatno, tokom godine izmenjena je i struktura javne potrošnje u pravcu povećavanja udela socijalnih transfera i subvencija a smanjivanja javnih investicija.

Isplata neizmirenih obaveza po osnovu povrata PDV-a nastavila se i u prvom kvartalu 2013. godine. Takođe, uzimajući u obzir slabije izvršenje javnih prihoda od planiranog i istovremeno više od planiranih rashode na obrazovanje, socijalne transfere, ali i transfere fondu penzijskog i invalidskog osiguranja, kreatori ekonomske politike bili su primorani da tokom 2013. godine revidiraju targetirani nivo budžetskog deficita sa inicijalno projektovanih 3,6% na 3,9% BDP-a, koliko je na kraju i ostvareno. Dodatno, rebalansom budžeta povećana su i izdvajanja za kapitalne infrastrukturne projekte i to za 8% (European Commission, 2014b).

Javna potrošnja je značajno povećana uoči predsedničkih i parlamentarnih izbora zakazanih za 2014. godinu. Konkretno, tokom izborne godine povećane su zarade zaposlenih u javnom sektoru, penzije i socijalna davanja za 5% kao i subvencije za poljoprivredu za 8% (European Commission, 2014b). Sa druge strane, imajući u vidu posvećenost kreatora ekonomske politike praksi niskog poreskog opterećenja, fiskalna ekspanzija sa rashodne strane neminovno se prelila na dalji rast budžetskog deficita (grafikon br. 17).

Počevši od januara 2015. godine Makedoniju je zahvatila duboka i dugotrajna politička kriza koja je dovela do ostavke premijera i privremene tehničke Vlade. Ipak i u takvom političkom ambijentu kreatori ekonomske politike nastojali su da fiskalnom praksom postignu ravnotežu između dva strateška cilja – očuvanja makroekonomske stabilnosti i ohrabriranja ekonomske aktivnosti pre svega povećavanjem kapitalnih izdataka koji se odnose na poboljšanje infrastrukture ali i kroz jačanje kapaciteta privatnog sektora za rast i otvaranje novih radnih mesta (Republic of Macedonia, Ministry of Finance, 2015). U tom kontekstu, treba posmatrati i činjenicu da je polovinom 2015. godine izvršen rebalans budžeta koji je povećao rashode za javne infrastrukturne investicije. Ipak, čak i uprkos povećanim prihodima od poreza na dobit koji su izvršeni tokom 2015. godine (1,1% BDP-a od kojih je blizu trećine jednokratno) a koji su ostvareni kao posledica promene poreske politike u smislu proširivanja poreske osnovice (uz uključivanje u istu kako distribuirane tako i reinvestirane dobiti a zatim povraćaj potonje u narednoj fiskalnoj godini), kombinacija niskih poreskih stopa i neefikasnost naplate dovela je do kontinuiranog pada ostalih poreskih prihoda koji u konačnici nisu omogućili potpuno izvršenje investicione potrošnje u okviru targetiranog nivoa budžetskog deficita (European Commission, 2016a).

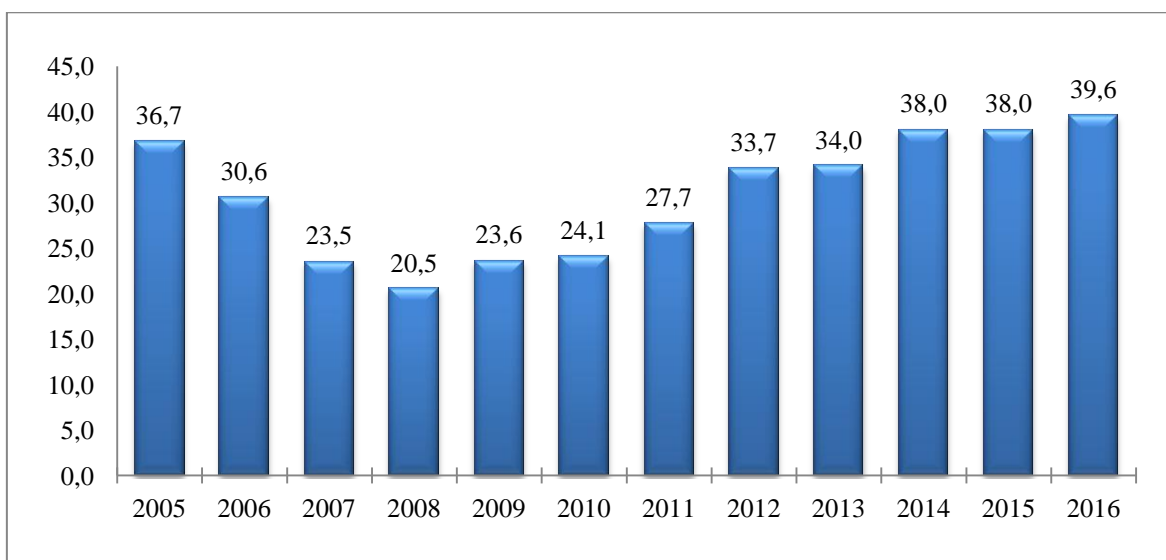
Tabela 8. Pregled mera fiskalne konsolidacije *versus* fiskalne ekspanzije u Makedoniji 2005-2016.

godina	mere fiskalne konsolidacije	mere fiskalne ekspanzije
2006.	povećanje akciza na duvanske prerađevine	rast javne potrošnje na subvencije poljoprivrednicima, povećanje zarada zaposlenih u sektoru zdravstva
2007.		snižavanje stopa poreza na dohodak građana i poreza na dobit preduzeća, uvođenje paušalnog sistema oporezivanja za mala preduzeća, prebacivanje pojedinih kategorija dobara i usluga (kompjuteri, lekovi i javni prevoz) sa opšte na sniženu stopu PDV-a, povećanje javnih investicija i zarade zaposlenih u javnom sektoru.
2008.		povećavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, dva talasa povećanja penzija
2010.	zamrzavanje zapošljavanja i zarada zaposlenih u javnom sektoru	
2012.	smanjivanje javnih investicija	povećavanje socijalnih transfera i subvencija
2014.		povećavanje zarada zaposlenih u javnom sektoru, penzija, socijalnih davanja i subvencija za poljoprivredu
2015.	proširivanje poreske osnovice poreza na dobit	povećavanje rashoda za javne investicije

Izvor: samostalna izrada autora

Nesigurna i nekonzistentna fiskalna politika nastavila se i u 2016. godini. Dva rebalansa budžeta tokom jula i avgusta te godine doneli su novo povećanje targetiranog budžetskog deficita. Kako se objašnjava u izveštaju Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2016e) u odnosu na prvobitni budžet, deficit je povećan na 4% BDP-a (sa inicijalno planiranih 3,2% BDP-a) a konkretne fiskalne promene obuhvatale su povećavanje tekuće javne potrošnje za 0,7% BDP-a (od čega je oko 0,4% BDP-a bilo namenjeno žrtvama poplava) ali i niže planirane prihode (0,5% BDP-a). Međutim, budžetski deficit je na kraju 2016. godine ipak bio ispod oba targeta (kako inicijalnog tako i revidiranog), što je još jednom bio neposredni efekat smanjivanja kapitalnih rashoda (grafikon br. 17).

Grafikon 18. Makedonija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)



Izvor: samostalna izrada autora prema podacima Eurostat-a

Snažan ekonomski rast, niski budžetski deficiti pa čak i suficit u pojedinim godinama kao i politika ranih otplata prethodno akumuliranog duga uticali su na kontinuirano smanjenje udela javnog zaduženja u bruto domaćem proizvodu tokom predkriznog perioda. Naime, sa 36,7% BDP-a na kraju 2005. godine javni dug je smanjen na svega 20,5% BDP na kraju 2008. godine, što je treći najniži nivo javnog duga među emergentnim evropskim ekonomijama uoči izbijanja Velike recesije.

Međutim, kako se zapaža sa grafikona br. 18, krizne tendencije počevši od 2009. godine veoma su se negativno održile na javno zaduženje u Makedoniji. Na to je pre svega uticalo usporavanje ekonomskog rasta ali i visoki i rastući primarni deficiti koji su, kako navodi Međunarodni monetarni fond (IMF, 2016e), bili odraz specifične kombinacije niskih poreskih stopa i neefikasnosti naplate na strani prihoda i neodržvog rasta socijalnih davanja i subvencija sa rashodne strane.

Dodatno, kreatori ekonomske politike u Makedoniji su počevši od 2009. godine preduzeli značajan broj fiskalnih podsticaja za revitalizaciju ekonomskog rasta od kojih je jedan deo implementiran kroz infrastrukturnu kapitalnu aktivnost preduzeća u državnom vlasništvu. Kako je navedeno u studiji Svetske banke (World Bank, 2015) jedna od posledica pomenutih investicionih aktivnosti bila je oličena u rastu zaduženja državnih preduzeća u

ukupnom javnom dugu koji se povećao sa 2,6% BDP-a u 2009. godini na 7,7% BDP-a u 2014. godini.

Takođe, istovremeno sa ubrzanim rastom nivoa javnog duga, rasli su i troškovi javnog zaduženja koje je politička neizvesnost počevši od 2015. godine samo dodatno naglasila. Sve pomenuto rezultiralo je javnim dugom od *cca.* 38% BDP-a na kraju 2014. koji je ostao nepromenjenom nivou i tokom 2015. godine. Međutim, tokom naredne fiskalne godine javni dug Makedonije je ispoljio blagi trend rasta, pa je ova ekonomija 2016. završila sa javnim zaduženjem od 39,6 procentnih poena bruto domaćeg proizvoda.

3. Komparativna analiza primenjenih mera fiskalne konsolidacije

Komparativni pregled deset najčešće primenjivanih mera fiskalne konsolidacije u odabranim emergentnim ekonomijama prikazan je u tabeli br. 9. Kako se zapaža iz pomenute tabele u konsolidacionom smislu najpopularnija mera sa prihodne strane odnosila se na povećavanje akciza i to primarno akciza na naftne derivate, alkohol i duvanske preradevine. Naime, tokom analiziranog perioda sve emergentne ekonomije su najmanje jednom posegnule za merom povećanja akciza, iako ni slučajevi višestrukog povećavanja tokom sukcesivnih godina nisu bili retkost. Takođe, fina podešavanja akcizne politike u prvoj polovini analiziranog perioda u ekonomijama Poljske, Mađarske, Rumunije i Bugarske, a nešto kasnije u Hrvatskoj, vršena su u okviru harmonizacije sa poreskim zakonodavstvom Evropske unije.

Fokusirajući se i dalje na konsolidacione napore usmerene na jačanje prihodne strane budžeta, primećuje se i popularnost mera koje se odnose na povećanje opšte ili posebne (snižene) stope poreza na dodatu vrednost. Izuzimajući Tursku, Bugarsku i Makedoniju sve analizirane emergentne ekonomije su nakon otpočinjanja Velike recesije povećale opštu stopu PDV-a, dok su neke istovremeno korigovale naviše i posebnu (sniženu) stopu istog poreskog oblika. Pomenute mere su bile najizraženije u Mađarskoj, koja je opštu stopu PDV-a sa predkriznih 20% 2009. godine povećala na 25% da bi je tri godine kasnije povećala za još dva procentna poena odnosno na 27%. Kreatori ekonomske politike u Hrvatskoj su takođe u dva navrata povećavali opštu stopu PDV-a (2009. godine sa 22% na 23%, a zatim i na 25% dve godine kasnije). Posebnu pažnju privlači i slučaj Rumunije kao jedine zemlje iz grupe analiziranih emergentnih ekonomija koja je nakon srazmerno velikog (petoprocentnog) povećanja opšte stope PDV-a iz 2010. godine, sedam godina kasnije, nakon uspešno okončanog perioda fiskalne konsolidacije, vratila ovu stopu na pređašnji nivo.

Konačno, u okviru prihodno orijentisanih mera fiskalne konsolidacije relativno zastupljena su bila i povećanja stopa doprinosa za obavezno socijalno osiguranje, što pre svega predstavlja odraz napora za unapređenjem održivosti sistema socijalne zaštite koji se u gotovo svim emergentnim ekonomijama primarno zasiva na državnim (javnim) fondovima.

Sa druge strane, u okviru grupe mera koje su bile usmerena na rashodnu stranu budžeta, najveći broj ispitivanih ekonomija je deficitarne budžetske pritiske prevashodno pokušao da kompenzuje snižavanjem javne investicione potrošnje, sa potencijalnim izuzetkom Turske koja nakon izbijanja Velike recesije nije značajnije smanjivala kapitalnu potrošnju. Takođe, sve ispitivane emergentne ekonomije su tokom analiziranog perioda zamrznule

zarade zaposlenih u javnom sektoru dok su u pojedinim zemljama ove zarade i umanjene, što predstavlja meru koja je neretko bila sastavni deo šireg paketa sa ciljem redukcije tekućih javnih rashoda ovog tipa. Konkretno prateće mere su, na primer, uključivale ukidanje bonusa na zarade u javnom sektoru (Rumunija), smanjivanje broja zaposlenih u državnoj administraciji (Bugarska, Hrvatska), utvrđivanje maksimalne zarade u javnom sektoru (Srbija) ili pak uvođenje različitih vidova solidarnih poreza (Hrvatska, Srbija).

Tabela 9. Komparativni pregled primenjenih mera fiskalne konsolidacije u odabranim emergentnim ekonomijama (2005-2016. godine)

	Poljska	Turska	Mađarska	Rumunija	Bugarska	Hrvatska	Srbija	Makedonija
Mere sa prihodne strane budžeta								
Rast akciza	+	+	+	+	+	+	+	+
Rast opšte stope PDV-a	+		+	+		+	+	
Rast posebne stope PDV-a			+			+	+	
Rast doprinosa za socijalno osiguranje	+		+	+	+	+		
Uvođenje poreza u finansijskom sektoru	+		+					
Mere sa rashodne strane budžeta								
Snižavanje subvencija	+		+	+	+	+	+	
Zamrzavanje zarada u javnom sektoru	+	+	+	+	+	+	+	+
Snižavanje zarada u javnom sektoru				+		+	+	
Snižavanje javnih investicija	+		+	+	+	+	+	+
Ostale mere								
Suzbijanje poreske evazije		+			+	+	+	

Izvor: samostalna izrada autora

Dodatno, u okviru konsolidacionih akcija fiskalne politike, često korišćena mera sa rashodne strane budžeta odnosila se na redukciju različitih oblika subvencija usmerenih ka privatnom sektoru. U tom smislu posebno su bile naglašene akcije usmerene na unapređenje poslovanja preduzeća u državnom vlasništvu (uz neizostavne procese privatizacije i restrukturiranja) koje su imale za cilj redukciju implicitnih subvencija (plaćanje po odobrenim garancijama, tolerisanje poreskih i dugova za druge javne dažbine, itd).

Takođe, jedan broj emergentnih ekonomija, među kojima je i domicilni slučaj, pokušao je da redukuje jaz između prihodne i rashodne strane budžeta akcijama usmerenim na suzbijanje poreske evazije. Pomenute akcije bile su naročito zastupljene u Turskoj, Bugarskoj, Hrvatskoj i Srbiji u kojima postoji značajan prostor za razvoj poreske kulture i promociju poreskog morala pre svega kroz edukaciju poreskih obveznika, ali i kroz modernizaciju poreske administracije i unapređenje jednog posebno delikatnog područja - odnosa poreske administracije prema poreskom obvezniku.

Kada je reč komparativnim aspektima u pogledu tajminga, opsega i intenziteta primenjenih konsolidacionih mera u okviru grupe odabranih emergentnih ekonomija zapaža se da su

fiskalne pakete najmanjeg obima implementirale Turska i Makedonija dok su Mađarska, Rumunija, Srbija i Hrvatska zabeležile fiskalno prilagođavanje bazirano na relativno većem obuhvatu mera. Prethodno je svakako u bliskoj vezi sa činjenicom da je Turska tokom analiziranog perioda imala veoma solidne fiskalne performanse, što takođe važi i za Makedoniju sve do izbijanja političke krize 2015. godine kada se fiskalne pozicija ove ekonomije naglo i značajno pogoršala.

Nadalje, u kontekstu tajminga i dužine trajanja fiskalne konsolidacije, posebno je interesantan slučaj Rumunije koja se opredelila za tzv. šok terapiju odnosno imala najkraći (trogodišnji) program izuzetno snažnih mera. Sa druge strane, u okviru grupe ekonomija koje su imale fiskalnu konsolidaciju većeg obima, Hrvatska i Srbija se izdvajaju kao specifični slučajevi u smislu činjenice da su, u odnosu na ostale zemlje, srazmerno najduže čekale na otpočinjanje procesa fiskalnog prilagođavanja. Imajući u vidu da su se tokom perioda odlaganja neophodnih restriktivnih mera fiskalni disbalansi u ove dve ekonomije značajno produbili, za povratak na održivu fiskalnu putanju neosporno su bili potrebni veoma složeni paketi mera. Sa aspekta aktuelnih fiskalnih trendova preliminarno se može zaključiti da su primenjene mere kako u Srbiji tako i u Hrvatskoj tokom 2016. godine u najvećoj meri ispoljile očekivane pozitivne efekte.

4. Fiskalna pravila i fiskalna odgovornost – opis činjeničnog stanja

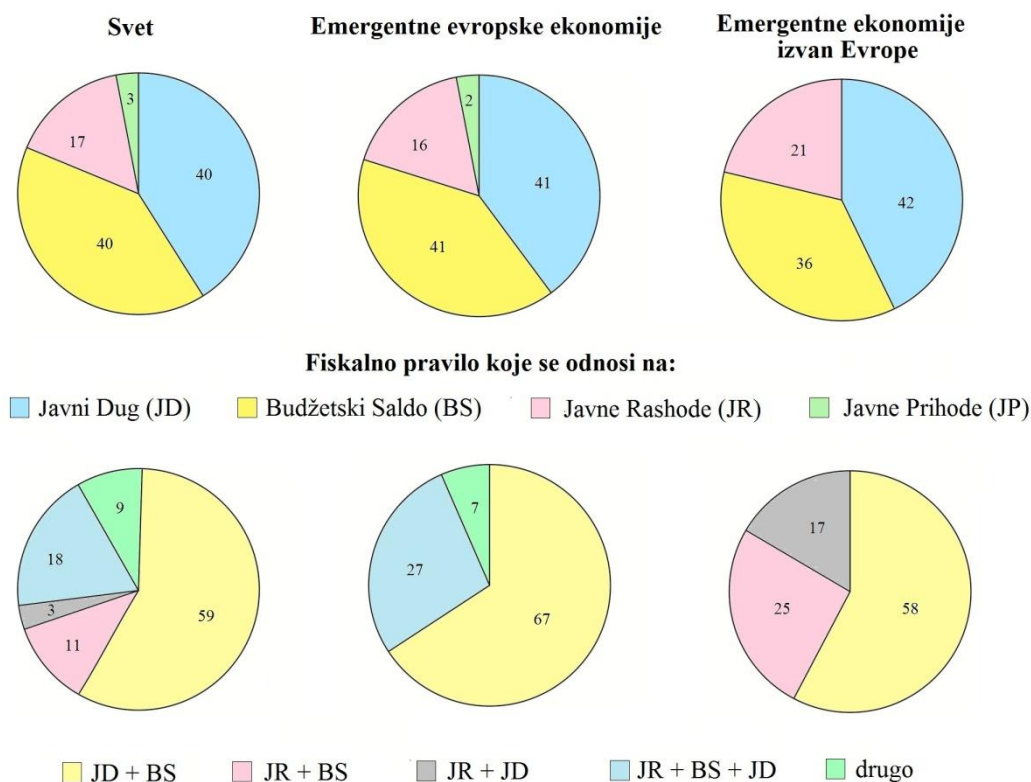
U makroekonomskom kontekstu, autori Kopits i Simanski (Kopits & Symansky, 1998) definišu fiskalna pravila kao stalna ograničenja fiskalne politike izražena preko odgovarajućih fiskalnih indikatora poput budžetskog deficita, javnog duga ili nivoa javnih rashoda. U idealnom slučaju, ona bi trebalo da budu jasno definisana, transparentna, jednostavna, fleksibilna, i konačno podržana doslednom fiskalnom politikom. Osnovni cilj fiskalnih pravila je stvaranje takvog fiskalnog ambijenta koji će uticati na povećavanje kredibiliteta, stabilnosti i predvidivosti fiskalne politike. U tom smislu fiskalna pravila predstavljaju važan aspekt svake analize fiskalne održivosti.

Fiskalna pravila koja su na globalnom nivou danas u upotrebi mogu se podeliti na dve velike grupe. Prva podrazumeva proceduralna fiskalna pravila kojima se definišu principi i procedure koje se tiču odlučivanja o fiskalnoj politici i ona su karakteristična za ekonomije sa jakim fiskalnim institucijama. Drugu grupu čine numerička fiskalna pravila, kojima se eksplicitno postavljaju targeti za određene fiskalne varijable, najčešće budžetski deficit i javni dug ali neretko i javnu potrošnju ili određene kategorije javnih rashoda. Imajući to na umu, numerička pravila po svojoj prirodi dalje mogu biti klasifikovana na fiskalna pravila koja se odnose na javni dug, budžetski saldo, javnu potrošnju ili pak javne prihode (Lledo *et al.*, 2017; Schaechter *et al.*, 2012.).

Iako su fiskalna pravila bila prava retkost pre samo nekoliko decenija, danas ih koristi veliki broj ekonomija i to kako onih razvijenih tako i emergentnih. Kako se zapaža sa ilustracije br. 3. gotovo dve trećine ukupnih pravila koja su trenutno u upotrebi predstavljaju kombinaciju pravila koja se odnose na javni dug i pravila koja se odnose na budžetski saldo. Takođe, u ovom pogledu nema velike razlike u fiskalnoj praksi između zemalja različitog stepena razvijenosti, kao ni između zemalja približno istog stepena razvijenosti ali različito geografski pozicioniranih.

Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug (engl. *debt rule*), a koje je danas najzastupljenije u svetskoj fiskalnoj praksi (ilustracija br. 3), eksplicitno postavlja ograničenje ili cilj za nivo javnog duga, i to najčešće izraženog u procentu bruto domaćeg proizvoda. Ovo pravilo je veoma efikasno u obezbeđivanju konvergencije ka dugoročno održivom nivou javnog zaduženja. Međutim, sa druge strane, ono ne obezbeđuje jasne kratkoročne smernice za kreatore ekonomske politike. Dodatno, čvrsto pridržavanje pravila javnog duga u situaciji kada je ekonomija pogođena određenim eksternim šokovima može uticati na preveliki stepen procikličnosti fiskalne politike. Pomenuti nedostaci fiskalnog pravila koje se odnosi na javni dug u velikoj meri se koriguju simultanom primenom pravila koje se odnosi na budžetski saldo (ilustracija br. 3). Naime, pravilo budžetskog salda (engl. *budget balance rule*) targetira određeni nivo razlike između javnih rashoda i javnih prihoda, koje je u velikoj meri pod kratkoročnom kontrolom kreatora ekonomske politike. Pravilo budžetskog balansa može dalje biti bliže određeno kao ciljanje ukupnog budžetskog salda, primarnog budžetskog salda, strukturnog budžetskog salda, ciklično prilagođenog strukturnog budžetskog salda, itd.

Ilustracija 3. Fiskalna pravila u upotrebi (presek za 2014. godinu)



Izvor: IMF (2015c)

Pravilo koje se odnosi na javnu potrošnju (engl. *expenditure rule*) takođe predstavlja čest element agregatnog skupa fiskalnih pravila u ekonomijama širom sveta. Kako se zapaža sa ilustracije br. 3 ovo pravilo je implementirano u približno jednoj šestini razvijenih ekonomija i gotovo istom procentu emergentnih evropskih ekonomija, dok ga emergentne ekonomije izvan Evrope koriste u nešto većem obimu. Pomenuto pravilo postavlja ograničenja na ukupne, primarne ili tekuće javne rashode, pri čemu takvi limiti mogu biti

izraženi u apsolutnim iznosima, ali se češće u tom smislu koriste stope rasta ili procentualno učešće u BDP-u. Ovaj tip fiskalnog pravila nije direktno povezan sa konceptom održivosti budući da ni na jedan način nije određujuće u pogledu javnih prihoda. Sa druge strane, pravila koja se odnose na javnu potrošnju mogu da postanu operativno sredstvo za pokretanje neophodne fiskalne konsolidacije kada se koriste komplementarno sa fiskalnim pravilima koja se odnose na javni dug ili budžetski saldo, kao što to čini nešto više od jedne četvrtine emergentnih evropskih ekonomija (ilustracija br. 3).

Konačno, pravilo koje se odnosi na javne prihode (engl. *revenue rule*) je najmanje zastupljeno numeričko fiskalno pravilo. Njegovom upotrebom se neposredno targetira nivo prihodne strane budžeta sa ciljem podešavanja skale prihoda i njenog jačanja sa jedne strane, i/ili sprečavanja prekomernog poreskog opterećenja, sa druge. Slično prethodnom ni ovaj tip fiskalnog pravila nije direktno povezan sa fiskalnom održivošću budući da svojim obuhvatom ni na koji način ne ograničava javnu potrošnju.

Većina emergentnih ekonomija koje su predmet istraživanja u ovoj disertaciji imala su u periodu analize u svom fiskalnom sistemu ugrađen neki oblik fiskalnih pravila. Izuzetak predstavljaju Republika Makedonija i Turska u kojima je naučno-stručna debata o konceptualizaciji i implementaciji fiskalnih pravila u sistem javnih finansija još uvek u toku. Prema izveštajima Međunarodnog monetarnog fonda (npr. IMF, 2015c) kreatori ekonomske politike u Makedoniji nameravaju da fiskalna pravila koja se odnose na budžetski deficit i javni dug urede po standardima Evropske unije (3% i 60% BDP-a respektivno⁶⁵) tokom 2017. godine. Sa druge strane, u Turskoj je odgovarajuće numeričko fiskalno pravilo formalizovano⁶⁶ još 2010. godine, međutim ono još uvek nije implementirano u fiskalni sistem.

Poljska primenjuje kombinaciju sva tri najčešće korišćena fiskalna pravila - pravilo koje se odnosi na javni dug, pravilo koje se odnosi na budžetski saldo i pravilo koje se odnosi na javne rashode (tabela br. 10). Najstarije od ova tri fiskalna pravila, ono koje se odnosi na javni dug, uvedeno je 1999. godine. Pomenuto pravilo postavljala limit za učešće javnog duga u bruto domaćem proizvodu od 60% i precizira neophodne korektivne akcije u slučajevima kada javni dug pređe pragove od 50%, 55% i 60% BDP-a. Ovi pragovi su izmenama iz 2014. godine korigovani naniže za 7 procentnih poena, kako bi obuhvatili efekte promena u sistemu penzijskog osiguranja.

Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski balans u slučaju Poljske targetira deficit centralnog nivoa vlasti (četvorogodišnje nominalno sidro od 30 milijardi poljskih zlota) dok se od lokalnih nivoa vlasti očekuje izbalansiran budžet. Konačno, počevši od 2011. u Poljskoj se primenjivalo tzv. privremeno pravilo koje se odnosilo na javne rashode, a koje je bilo izričito u stavu da ukupno realno povećanje diskrecionih javnih rashoda u jednoj godini ne može biti veće od 1 procentnog poena u odnosu na prethodnu fiskalnu godinu. Počevši od 2015. godine primenjuje se stalno pravilo koje postavlja rast potencijalnog BDP-a kao limit za rast javne potrošnje.

⁶⁵ U istom izveštaju (IMF, 2015c) Međunarodni monetarni fond upozorava da je limit za javni dug od 60% BDP u slučaju Makedonije previsok, uz navođenje sugestija da bi on u skladu sa makroekonomskim fundamentima ove emergentne ekonomije trebalo da bude najmanje 10 procentnih poena niži.

⁶⁶ Videti opširnije npr. Kaya & Yilar (2010).

Tabela 10. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Poljskoj

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	1999.
godine izmena pravila	2014.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2006.
opseg	centralna država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2011.
godine izmena pravila	2015.
opseg	opšta država (od 2015.)
	Supranacionalna fiskalna pravila EU
godina početka primene	2004.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

U pred-kriznom konsolidacionom periodu (2004-2009.) Mađarska je primenjivala fiskalno pravilo koje je targetiralo primarni budžetski suficit. Tokom dve godine post-krizne fiskalne konsolidacije (2010-2011.) u primeni su bila dva privremena pravila koja su zahtevala smanjenje učešća budžetskog deficita u bruto domaćem proizvodu i ograničavala realni rast javnih rashoda (tabela br. 11). Konačno, novi Ustav usvojen aprila 2011. godine propisuje fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug, i precizira njegovu graničnu vrednost od 50% BDP-a. Konkretna implementacija pomenutog pravila zahteva sukcesivno godišnje smanjenje javnog duga sve dok se njegovo učešće u bruto domaćem proizvodu ne spusti ispod 50%. Pravilo je počelo da se primenjuje 2016. godine, a takođe je predviđena i mogućnost da se ono privremeno suspenduje u godinama u kojima se bruto domaći proizvod nalazi u fazi kontrakcije.

Tabela 11. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Mađarskoj

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	2016.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2004.
godine kraja primene	2011.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2010.
godine kraja primene	2011.
opseg	opšta država
	Supranacionalna fiskalna pravila EU
godina početka primene	2004.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

Počevši od 2013. godine, a u skladu sa praksom zemalja Evropske unije, Rumunija je počela da primenjuje fiskalna pravila koja se odnose na javni dug i budžetski saldo. Prvo postavlja limit za učešće javnog duga u bruto domaćem proizvodu od 60%, dok drugo nastoji da obuhvati strukturne fiskalne ciljeve i odredi korektivne mere u slučaju odstupanja od njih. U tom smislu, definisan je srednjoročni fiskalni cilj za strukturni budžetski deficit od 1% BDP-a, dok su targeti za kratkoročna strukturna prilagođavanja postavljena na nivou od po 0,5% BDP-a. Pre usvajanja pomenuta dva pravila Rumunija je između 2010. i 2012. godine (a tokom trogodišnjeg perioda intenzivne fiskalne konsolidacije) primenjivala i fiskalno pravilo koje se odnosi na javnu potrošnju, a koje je limitiralo njen nominalni rast uz preciziranje kategorije rashoda za koje je bilo predviđeno nominalno zamrzavanje (tabela br. 12).

Tabela 12. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Rumuniji

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	2013.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2013.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2010.
godine kraja primene	2012.
opseg	opšta država
	Supranacionalna fiskalna pravila EU
godina početka primene	2007.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug u Bugarskoj podrazumeva ograničenja za godišnji rast javnog duga i izdavanje novih državnih garancija ali takođe postavlja i limit za ukupan javni dug (u procentu od BDP-a) kao i konkretne mere za prilagođavanje u slučaju da se pomenuti nivo prekorači. Kada je reč o budžetskom balansu, od 2012. godine u primeni je pravilo po kojem konsolidovani godišnji budžetski deficit računat na gotovinskoj osnovi ne može biti veći od 2% BDP-a, dok deficit obračunat po važećoj ESA metodologiji ne sme da prelazi 3% BDP-a. Počevši od 2014. godine pravilo je dopunjeno obuhvatanjem strukturnog budžetskog salda odnosno preciziranjem da strukturni fiskalni deficit opšte države na godišnjem nivou ne bi trebalo da prelazi 0,5% BDP-a, uz uvođenje automatskih mehanizama korekcije u slučaju eventualnog odstupanja od tog cilja.

Takođe, u periodu konsolidacije (2009-2011.) u Bugarskoj je važilo i fiskalno pravilo koje je imalo za cilj progresivno smanjivanje deficita na nivo ispod 3% BDP-a, dok je tokom 2006-2008. godine na snazi bilo fleksibilno pravilo koje je targetiralo budžetsku ravnotežu ili suficit. Konačno, kada je reč o fiskalnom pravilu koje se odnosi na javnu potrošnju, počevši od 2006. godine postavljen je limit za učešće javnih rashoda u bruto domaćem proizvodu od 40%. Međutim, pomenuto pravilo je privremeno suspendovano tokom 2010-2011. godine (nakon što je isto prekršeno 2009. godine) da bi se primena nastavila u nepromenjenom obliku od 2012. godine (tabela br. 13).

Tabela 13. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Bugarskoj

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	2003.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2006.
godine izmena pravila	2009., 2012.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2006.
godine suspenzije pravila	2010-2011.
opseg	opšta država
	Supranacionalna fiskalna pravila EU
godina početka primene	2007.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

Zakon o fiskalnoj odgovornosti iz 2010. godine uveo je u hrvatski fiskalni sistem privremena pravila koja se odnose na javni dug, budžetski saldo i javne rashode (tabela br. 14). Fiskalno pravilo koje se odnosi na javnu potrošnju podrazumevalo je smanjenje rashoda opšte države za 1 procentni poen godišnje sve dok se ne ostvari nominalna ravnoteža primarnog budžetskog salda. Dodatno, privremeno fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug a koje se primenjivalo u periodu 2009-2013. preciziralo je da učešće javnog duga centralne države u bruto domaćem proizvodu na kraju jedne godine može da bude veće od onog na kraju prethodne samo ako javni dug ni u jednoj od dve godine ne prelazi nivo od 60% BDP-a.

Tabela 14. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Hrvatskoj

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	2009.
godine kraja primene	2013.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2012.
godine izmena pravila	2014.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2012.
godine izmena pravila	2014.
opseg	opšta država
	Supranacionalna fiskalna pravila EU
godina početka primene	2013.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

Krajem 2013. godine opisana privremena pravila zamenjena su sa dva trajna fiskalna pravila – jednim koje se odnosi na budžetski saldo i jednim koje se odnosi na javnu potrošnju, oba u primeni od naredne fiskalne 2014. godine (tabela br. 14). Pravilo koje se odnosi na javnu potrošnju slično je repersnom supranacionalnom pravilu EU i implicira da realni rast javnih rashoda ne može biti veći od rasta potencijalnog BDP-a, osim ako se taj dodatak ne finansira konkretnim kompenzatornim diskrecionim merama sa prihodne strane. Pravilo koje se odnosi na budžetski saldo zahteva minimalno strukturno budžetsko prilagođavanje od 0,5% BDP-a sve dok se ne dostignu srednjoročni fiskalni ciljevi – deficit opšte države ispod 3% BDP-a i ušesće javnog duga u bruto domaćem proizvodu manje od 60 procentnih poena.

Fiskalna pravila koja se u Srbiji primenjuju od 2011. godine definisana su Zakonom o budžetskom sistemu i podrazumevaju dva opšta pravila i nekoliko posebnih (tabela br. 15). Prvo opšte fiskalno pravilo određuje ciljani srednjoročni budžetski deficit na nivou od 1% BDP-a. Targetiranje deficita u srednjem roku, omogućava ostvarivanje suficita u godinama ekspanzije (kada je stopa rasta BDP-a veća od potencijalne) odnosno ostvarivanje deficita većeg od ciljanog u godinama recesije (kada BDP raste po stopi koja je manja od potencijalne).

Zakonom o budžetskom sistemu⁶⁷ precizirana je i konkretna formula za određivanje gornje granice deficita u konkretnoj godini, koja treba da obezbedi ostvarivanje srednjoročnog targeta ali istovremeno i da omogući praktikovanje kontraktilične fiskalne politike. Reč je o sledećoj formuli:

$$d_t = d_{t-1} - a (d_{t-1} - d^*) - b (g_t - g^*) \quad (25)$$

gde d_t predstavlja defcitet u godini za koju se određuje gornja granica, d_{t-1} je deficit u prethodnoj godini, d^* je ciljni srednjoročni deficit (1%), g_t je stopa relanog rasta bruto domaćeg proizvoda u godini t , g^* je potencijalna stopa rasta realnog bruto domaćeg proizvoda dok su a i b parametri čiju konkretnu numeričku vrednost za sukcesivne periode (koji ne mogu biti kraći od trogodišnjih) određuje Fiskalni savet Republike Srbije.

Drugo opšte fiskalno pravilo odnosi se na javni dug opšte države koji uključuje i izdate državne garancije (tzv. indirektni dug) ali isključuje obaveze po osnovu restitucije. Pomenuto pravilo naime precizira da učešće tako definisanog javnog duga u bruto domaćem proizvodu neće prelaziti nivo od 45%. Ukoliko se pomenuta granica ipak prekorači, Zakon precizira obavezu kreatora ekonomske politike da zajedno sa budžetom za narednu fiskalnu godinu Narodnoj skupštini podnesu i program mera fiskalne konsolidacije.

Konačno, posebna fiskalna pravila koja su takođe ugrađena u Zakon o budžetskom sistemu, imaju za cilj da osiguraju da se u slučaju eventualnih fiskalnih neravnoteža prilagođavanje u najvećoj meri realizuje na rashodnoj strani budžeta i to korekcijama tekućih diskrecionih rashoda a ne javne investicione potrošnje. U tom smislu, u skladu sa principima odgovornog fiskalnog ponašanja definisano je maksimalno dozvoljeno učešće zarada zaposlenih u javnom sektoru i penzija od 7% i 11% BDP-a respektivno. Dodatno, precizirano je da eventualna povećanja navedenih kategorija tekućih javnih rashoda mogu

⁶⁷ Službeni glasnik Republike Srbije br. 54/2009, 73/2010, 101/2010, 101/2011, 93/2012, 62/2013, 63/2013, 108/2013, 142/2014, 68/2015, 103/2015 i 99/2016.

vršiti najviše dva puta tokom jedne fiskalne godine i to samo u onim godinama u kojima se na osnovu prognoza nadležnih fiskalnih organa očekuje da njihovo ušesće u bruto domaćem proizvodu nakon usklađivanja neće prelaziti prethodno navedene procenete.

Tabela 15. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Srbiji

	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javni dug
godina početka primene	2011.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na budžetski saldo
godina početka primene	2011.
opseg	opšta država
	Fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode
godina početka primene	2011.
opseg	opšta država

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz Lledo et al. (2017)

Kako se zapaža iz tabela br. 10-14. sve emergentne ekonomije članice EU primenjuju i supranacionalna fiskalna pravila Evropske unije (poznata kao sastavni deo tzv. Mاستrihtskih kriterijuma konvergencije iz 1992. godine) a koja propisuju maksimalno dozvoljeno učešće budžetskog deficita i javnog duga u bruto domaćem proizvodu od 3% i 60% respektivno. Iako je nedvosmisleno reč o jasnim numeričkim pokazateljima, glavni nedostatak originalno postavljenih supranacionalnih pravila ogledao se u nepostojanju konkretnih, efikasnih i obavezujućih mehanizama kojima bi se obezbedila njihova dosledna primena. Direktna posledica navedenog nedostatka oličena je u činjenici da tokom gotovo dve decenije njihove primene nije došlo do zadovoljavajućeg smanjivanja javnog duga, naročito u onim ekonomijama u kojima je on inicijalno bio znatno iznad nivoa od 60% BDP-a. Pri tome, u odnosnom periodu ni protiv jedne od ekonomija koje su prekoračile navedenu granicu ni u jednom momentu nije pokrenuta nikakva obavezujuća procedura sa eventualnim ciljem fiskalnog prilagođavanja. Konačno, nakon otpočinjanja Velike recesije, fiskalna slika Unije dramatično se pogoršala. Na kraju 2010. godine velika većina zemalja članica je imala učešće javnog duga u BDP-u iznad zone propisane kriterijumom iz Mاستrihta, uz jasne tendencije daljeg rasta. To je motivisalo izmene okvira za koordinaciju fiskalnih politika zemalja članica, tzv. Pakta o stabilnosti i rastu (engl. *Stability and Growth Pact*) i pooštavanje obavezujućih fiskalnih pravila.

Prva linija reforme fiskalnih pravila odnosila se unapređenje operacionalizacije fiskalnog pravila koje se odnosi na javni dug u smislu preciziranja obavezujuće brzine njegovog smanjivanja u slučaju prekoračenja granice od 60%. Naime, u pomenutom slučaju, reformisani Pakt o stabilnosti i rastu (European Commission, 2016c) obavezuje zemlje članice da razliku između aktuelnog učešća javnog duga u BDP-u i maksimalno dozvoljenog nivoa od 60%, tokom tri godine prosečno smanjuju za 5% godišnje, sve dok se nivo javnog duga ne smanji ispod propisanog limita. Za zemlje koje se ne pridržavaju navedene dinamike predviđen je mehanizam korektivnog delovanja koji podrazumeva otvaranje procedure prekomernog deficita (engl. *Excessive Deficit Procedure, EDP*) čak i u slučaju kada je parametar fiskalnog deficita u okviru dozvoljene zone, dok za zemlje članice Evropske monetarne unije postoji i mogućnost novčane kazne.

Kada je reč o budžetskom deficitu, originalno pravilo koje propisuje limit za ukupan deficit od 3% BDP-a nedavno je nadograđeno uključivanjem zahteva koji se odnose na dinamiku strukturnog budžetskog deficita⁶⁸. Naime, strukturni budžetski deficit definisan kao ukupan deficit iz koga su isključeni uticaji cikličnih fluktuacija kao i jednokratnih faktora sa obe strane budžeta, reformama Pakta o stabilnosti i rastu iz 2011. godine postao je najvažniji stub fiskalnog nadzora u okviru Evropske unije. Sa ciljem obezbeđivanja jače fiskalne discipline unutar Unije nadnacionalnim fiskalnim pravilom određen je target za strukturni budžetski deficit od 0,5% BDP-a u srednjem roku, a pomenuti zahtev postavljen je za kamen temeljac preventivnog mehanizma delovanja okvira za koordinaciju fiskalnih politika zemalja članica EU (European Comission, 2016c). Takođe, za ekonomije sa veoma izraženim fiskalnim neravnotežama propisana je obaveza prilagođavanja strukturnog budžetskog deficita od najmanje 0,5% godišnje.

Konačno, počevši od 2012. godine zemlje članice Evropske unije primenjuju i fiskalno pravilo koje se odnosi na javne rashode, a koje precizira da godišnji rast primarnih javnih rashoda ne sme da prevazilazi stopu dugoročnog rasta BDP-a, osim u slučaju kada se usled diskrecionih mera fiskalne politike u istom procentu povećavaju i javni prihodi. Za eventualno nepridržavanje pomenutog pravila nije predviđeno otvaranje procedure prekomernog deficita ali je ostavljena mogućnost novčanih sankcija ukoliko se radi o zemlji članici Evrozona.

Na kraju, kada je reč o emergentnim evropskim ekonomijama članicama EU koje su predmet istraživanja u ovoj disertaciji (Poljska, Mađarska, Rumunija, Bugarska i Hrvatska) bitno je naglasiti da se svaka od njih u određenom trenutku tokom analiziranog perioda nalazila u fazi korektivnog delovanja oličenoj u proceduri prekomernog deficita.

Tabela 16. Hronologija procedure prekomernog deficita u emergentnim EU ekonomijama

Poljska	
godina otpočinjanja procedure	2009.
rok za korekciju prekomernog deficita	2012.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2014.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2015.
godina završetka procedure	2015.
Mađarska	
godina otpočinjanja procedure	2004.
rok za korekciju prekomernog deficita	2008.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2009.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2011.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2012.
godina završetka procedure	2013.

⁶⁸ U literaturi se često navodi (npr. Larch & Turri, 2009; Mourre et al., 2013, itd.) da strukturni deficit predstavlja superiorniju osnovu za ocenjivanje fiskalne pozicije neke zemlje kao i za vođenje fiskalne politike u odnosu na ukupan budžetski saldo. Razlozi za pomenutu tvrdnju se pre svega očituju u periodima ekspanzije i apsorpcionog buma kada su kreatori ekonomske politike skloni da zanemaruju strukturni budžetski deficit i vodeći se privremenim cikličnim povećanjem prihoda i poboljšanjem ukupnog budžetskog salda praktikuju ekspanzivnu fiskalnu politiku. Ovakva politika u dotičnim okolnostima može da ima višestruko negativne posledice kada ekonomija pređe u silaznu fazu ekonomskog ciklusa, a kada se po prirodi stvari situacija u javnim finansijama dramatično pogoršava.

Rumunija	
godina otpočinjanja procedure	2009.
rok za korekciju prekomernog deficita	2011.
<i>novi</i> rok za korekciju prekomernog deficita	2012.
godina završetka procedure	2013.
Bugarska	
godina otpočinjanja procedure	2010.
rok za korekciju prekomernog deficita	2011.
godina završetka procedure	2012.
Hrvatska	
godina otpočinjanja procedure	2013.
rok za korekciju prekomernog deficita	2016.

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima iz izveštaja Evropske Komisije (European Commission 2014c, 2015c, 2016b)

Kako se zapaža iz tabele br. 16, izuzimajući Mađarsku koja je u proceduru prekomernog deficita ušla 2004. godine, preostale četiri emergentne EU ekonomije su se sa izrazitim fiskalnim neravnotežama suočile tek nakon izbivanja Velike recesije - Rumunija i Poljska kasne 2009. a Bugarska početkom 2010. godine. To se svakako odnosi i na Hrvatsku, protiv koje je procedura prekomernog deficita pokrenuta tek 2013. godine, što međutim nikako nije rezultat uravnoteženih fiskalnih tokova pre tog perioda već direktna posledica njenog pristupanja Uniji sredinom 2012. godine. Sa druge strane, Bugarska i Rumunija su iz procedure prekomernog deficita izašle relativno brzo, nakon svega dve odnosno tri fiskalne godine, dok su u slučajevima Poljske i Mađarske rokovi za korekciju neravnoteža nekoliko puta prolongirani a sam proces fiskalnog prilagođavanja je trajao značajno duže – šest godina u slučaju Poljske i čak devet u slučaju Mađarske.

5. Uticaj Međunarodnog monetarnog fonda na fiskalnu politiku odabranih ekonomija

Tokom druge faze Velike Moderacije (2000-2006. godine) emergentne ekonomije beležile su snažne stope ekonomskog rasta vođene povoljnim trendovima u globalnom okruženju. Prethodno se posebno odnosilo na emergentne evropske ekonomije čiji je prosperitet u odnosnom periodu dodatno ojačan ubrzanom konvergencijom ka standardima EU. Finansijska tržišta delila su pomenuti optimizam prema emergentnim ekonomijama Evrope a pristup inostranim izvorima finansiranja omogućili su velikom broju njih da nesmetano funkcionišu bez kreditnih programa podržanih od strane Međunarodnog monetarnog fonda. Konkretno, kako navode Rouf i saradnici (Roaf *et. al.*, 2014) broj aranžmana koje su pomenute ekonomije sklopile sa ovom finansijskom institucijom opao je sa 13. u 2001. godini na svega 3 sredinom 2007. godine.

Međutim, nakon izbivanja finansijske krize 2007-2008. godine i Velike recesije koja je usledila, došlo je do globalnog usporavanja trgovinskih tokova i posledično dramatičnog povećanja deficita tekućeg računa, dok je povećana averzija prema riziku u velikoj meri zaustavila priliv inostranog kapitala. Usporavanje rasta i kriza javnih finansija u Evrozoni izazvali su dodatne negativne udare na već značajno devastirana makroekonomksa i

finansijska kretanja. U novonastalim okolnostima mnoge ekonomije ponovo su zatražile neki vid pomoći od Međunarodnog monetarnog fonda.

Kako objašnjavaju Murgasova i saradnici (Murgasova *et. al.*, 2015) u okviru delokruga svog rada, Međunarodni monetarni fond pruža podršku zemljama članicama kroz tri ključna kanala i to aktivnostima nadgledanja, kreditiranja i tehničke pomoći. U okviru aktivnosti tehničke pomoći MMF nastoji da ojača kapacitete zemalja članica za izgradnju efikasnih institucija, zakona i sprovođenje održivih politika, dok nadgledanje makroekonomskih i finansijskih trendova uzima različite modalitete, počevši od redovnih godišnjih konsultacija sa kreatorima ekonomske politike, preko organizovanja regionalnih konferencija pa sve do učešća u širokim međunarodnim inicijativama, kakve su u post-kriznom period, na primer, bile Bečka inicijativa 1.0 i 2.0 (*The Vienna Initiative I, II*).⁶⁹

Međutim, od svih aktivnosti Međunarodnog monetarnog fonda, najveću specifičnu težinu imaju programi kreditiranja koji podrazumevaju finansijske pozajmice zemljama članicama. Pomenuti kreditni programi veoma često su uslovljeni sprovođenjem odgovarajuće ekonomske politike u periodu trajanja finansijske podrške, dok konkretan dizajn i svrha samih aranžmana uvek odražava specifične okolnosti svake ekonomije ponaosob. Ipak, u okviru grupe analiziranih emergentnih ekonomija moguće je izdiferencirati nekoliko karakterističnih slučajeva. Prvu grupu čine ekonomije koje su odmah po izbijanju krize u drugoj polovini 2008. odnosno početkom 2009. godine usaglasile srednjoročne okvire svojih ekonomskih politika sa Međunarodnim monetarnim fondom i sklopile stand-baj aranžman sa ovom finansijskom institucijom (Mađarska, Srbija, Rumunija). U okviru druge grupe je izdvojeni slučaj Poljske, koja se u skladu sa jakim makroekonomskim fundamentima kvalifikovala za inovativni oblik bezuslovne⁷⁰ finansijske podrške MMF-a - fleksibilnu kreditnu liniju koju je počevši od sredine 2009. godine pa sve do danas sukcesivno obnavljala. Treću grupu čine ekonomije koje su u pred-kriznom periodu vodile ekonomsku politiku u strogim okvirim odobrenih stand-baj aranžmana (Turska, Hrvatska, Bugarska) i koje su nakon izbijanja Velike recesije odlučile da buduće ekonomske akcije koncipiraju bez restriktivnih ograničenja koja bi svaki dalji vid finansijske saradnje sa MMF-om neizostavno podrazumevao. Konačno, u poslednjoj grupi je slučaj Makedonije koja je u avgustu 2008. godine uspešno okončala trogodišnji stand-baj aranžman, da bi se dve godine kasnije kvalifikovala za još jedan inovativni oblik finansijske podrške Fonda – kreditnu liniju iz predostrožnosti.

Mađarska je bila jedna od ekonomija koje su neposredno nakon izbijanja krize ugovorile program podrške sa Međunarodnim monetarnim fondom. Stand-baj aranžman (engl. *stand by arrangement*, u daljem tekstu: SBA) iz novembra 2008. godine odobren je po ubrzanom postupku prateći procedure Mehanizma za hitno finansiranje (engl. *Emergency Financing*

⁶⁹ Na osnovu predloga Evropske banke za obnovu i razvoj, početkom 2009. godine ključne institucije javnog i privatnog sektora emergentnih evropskih ekonomija, uz podršku međunarodnih finansijskih institucija (MMF, SB, EIB, *itd*), uspostavile su Bečku inicijativu koja je do danas prošla kroz tri faze razvoja - počevši od akcija usmerenih na očuvanje stabilnosti finansijskog sistema, održavanja postojeće izloženosti međunarodnih bankarskih grupacija na emergentnim evropskim tržištima, i podsticanja kreditiranja relanog sektora (Bečka inicijativa 1.0.) preko dijaloga relevantnih učesnika sa ciljem prevencije budućih finansijskih kriza (tzv. međufaza, odnosno Bečka inicijativa plus) pa sve do zajedničkog delovanja u pravcu minimiziranja sistemskih rizika koji proizilaze iz krize javnih finansija u Evrozoni (Bečka inicijativa 2.0). Opširnije pogledati npr. u radu Roufa i saradnika (Roaf *et al.*, 2014).

⁷⁰ Fleksibilna kreditna linija je aranžman koji se odobrava ekonomijama koje ispunjavaju određene *ex-ante* kriterijume, odnosno bez naknadnih *ex-post* zahteva za preduzimanjem određenih mera ekonomske politike. Opširnije u nastavku ove tačke.

Mechanism) u iznosu od 10.537 miliona specijalnih prava vučenja (u daljem tekstu: SPV), cca. 12.300 miliona eura, odnosno 1.015% mađarske kvote (tabela br. 17).

Tokom dvogodišnjeg trajanja odobrenog stend-baj aranžmana, mađarski kreatori ekonomske politike sproveli su značajne strukturne reforme kako bi ojačali dugoročnu fiskalnu održivost (IMF, 2016g). U cilju redukcije visokog nivoa javne potrošnje, reformisan je okvir penzionog osiguranja, kao i sistemi socijalnih transfera i subvencija. Sa druge strane, reformisana je i prihodna strana budžeta, sprovođenjem reformi koje su u velikoj meri prebacile težiste poreskog opterećenja sa rada na potrošnju⁷¹. Takođe, ekonomski program dogovoren sa MMF-om podrazumevao je i paket mera za jačanje finansijskog sektora, kao i održavanje odgovarajućeg nivoa devizne likvidnosti (Hungary, 2008). Pomenute politike zahtevale su izuzetan pristup finansijskim sredstvima, što objašnjava činjenicu da je pomenuti SBA aranžman odobren Mađarskoj jedan od najvećih u posmatranom periodu (tabela br. 17). Godinu dana nakon njegovog završetka, mađarski kreatori ekonomske politike obratili su se Međunarodnom monetarnom fondu sa zahtevom za pregovore oko zaključenja novog SBA aranžmana iz predostrožnosti (IMF Press Release No. 11/422). Međutim, do potrebnog usaglašavanja budućeg toka ekonomske politike i dogovora o eventualnoj finansijskoj podršci ipak nije došlo.

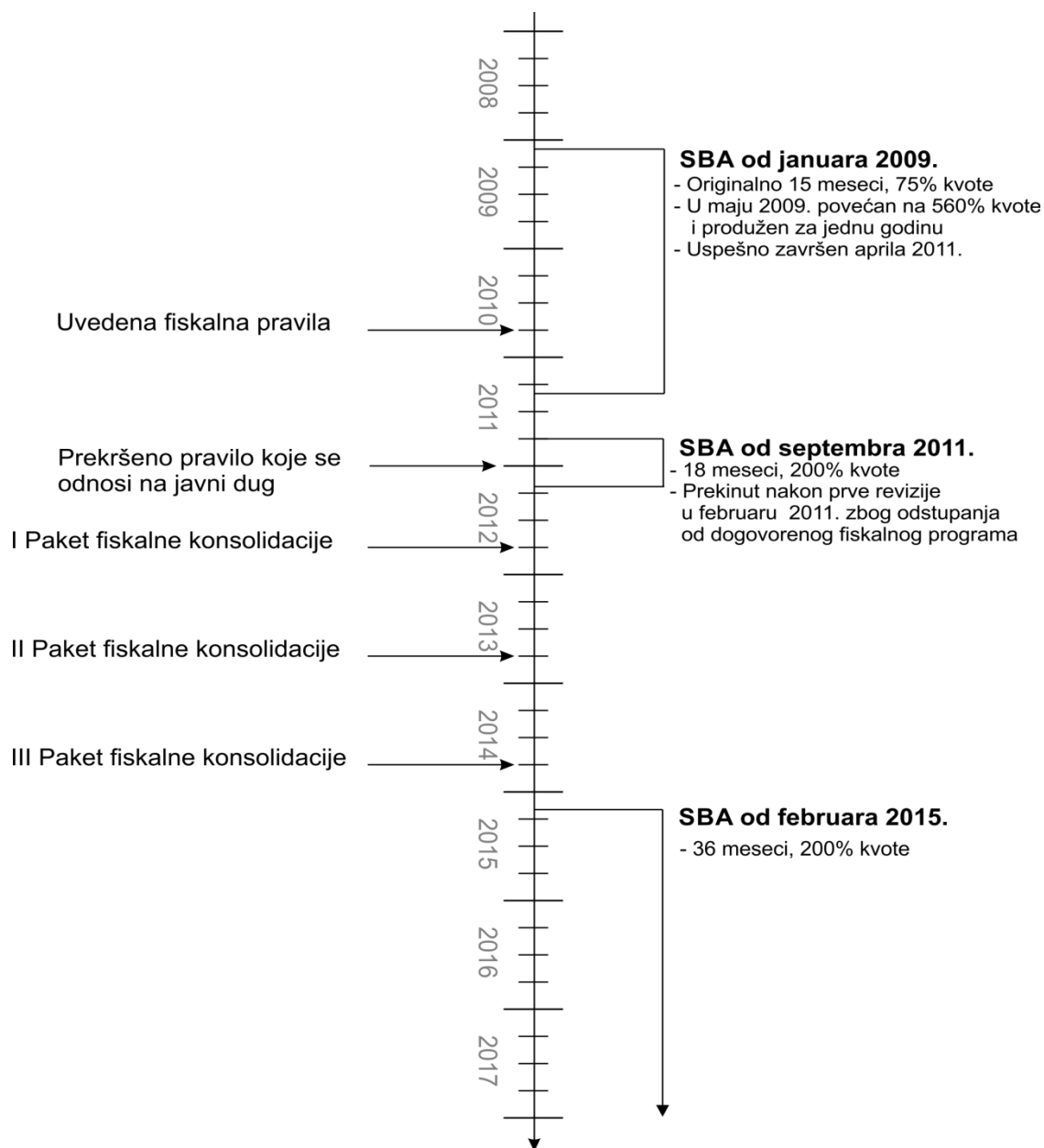
Krajem 2008. godine i Srbija je usaglasila srednjoročni okvir ekonomske politike sa Međunarodnim monetarnim fondom, na osnovu kojeg joj je u januaru 2009. odobren stend-baj aranžman u iznosu od 350 miliona SPV, cca. 402 miliona eura odnosno 75% kvote. U osnovi pomenutog aranžmana nalazio se ekonomski program (Republic of Serbia, 2008) fokusiran na restriktivnu fiskalnu i monetarnu politiku, koji je imao za cilj očuvanje makroekonomske stabilnosti nakon izrazito procikličnih politika vođenih u pred-kriznom periodu ekonomske ekspanzije. Takođe, dogovoreni program je podrazumevao i ubrzavanje strukturnih reformi sa namerom jačanja kapaciteta nacionalne privrede za proizvodnju, štednju i izvoz kao i privatizaciju i restrukturiranje velikog broja preduzeća u državnom vlasništvu. Međutim, nakon naglog pogoršanja makroekonomskih trendova u prvom kvartalu 2009. godine a na osnovu revidiranog Memoranduma o ekonomskoj politici (Republic of Serbia, 2009) Srbija je od MMF-a zatražila produžavanje odobrenog SBA aranžmana za jednu godinu kao i njegovo uvećavanje na 2.619 miliona SPV, cca. 2.942 miliona eura odnosno 560% kvote (tabela br. 17).

Tokom trajanja pomenutog aranžmana ostvaren je niz planiranih ciljeva. Inostrane banke su u najvećoj meri zadržale svoju izloženost prema Srbiji čime je očuvana finansijska stabilnost. Takođe, deficit tekućeg računa se smanjio bržim tempom u odnosu na očekivani, a obazriva monetarna politika stabilizovala je inflaciona očekivanja. Sa druge strane, niska agregatna tražnja, ciklično usporavanje fiskalnih tokova ali i kašnjenje u sprovođenju strukturnih reformi, značajno su oslabili domicilne javne finansije. Budžetski deficit je u okviru periodičnih revizija SBA aranžmana često premašivao targetirane vrednosti koje su u svetlu novonastalih okolnosti zatim korigovane naviše⁷² uz neizostavno utvrđivanje novih, najčešće *ad hoc* mera fiskalne konsolidacije.

⁷¹ Reč je o tzv. reformi *fiskalne devalvacije*. Opširnije pogledati u okviru prvog dela ove disertacije, tačka 3.1. Operacionalizacija fiskalnog prilagođavanja, kao i u okviru drugog dela, tačka 2.3. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama – Mađarska.

⁷² Tako je na primer, inicijalni target za budžetski deficit opšte države u 2009. godini (Republic of Serbia, 2008) od 1,75% BDP tokom prve revizije aranžmana povećan na 3% BDP-a, da bi nakon druge revizije dalje povećan na 4,5% BDP-a. Slično tome, inicijalni target za deficit u 2010. godini od 1% BDP-a povećavan je istom dinamikom na 2,5% BDP-a, a zatim i na 4% BDP-a.

Ilustracija 4. Fiskalna politika u Srbiji *versus* MMF – retrospektiva post-kriznih aranžmana



Izvor: Jevđović (2015)

Sve prethodno rezultiralo je činjenicom da je nakon isteka pomenutog SBA aranžmana zahtev za kredibilnim srednjoročnim programom fiskalnog prilagođavanja postao osnova svih budućih pregovora Republike Srbije sa Međunarodnim monetarnim fondom. U tom smislu, fiskalna politika bazirana na fiskalnoj odgovornosti i ispunjavanju programskih fiskalnih ciljeva postala je fokus ekonomskog programa (Republic of Serbia, 2011) koji se nalazio u osnovi novog stand-baj aranžman odobrenog u septembru 2011. godine u iznosu od 935 miliona SPV, *cca.* 1.100 miliona eura, 200% kvote (tabela br. 17). Fiskalna konsolidacija predviđena Memorandumom o ekonomskoj politici (Republic of Serbia, 2011) ciljala je deficit od maksimalno 4,5% BDP-a za 2011. godinu i ispod 4% BDP-a za narednu. Ipak, iako su budžetske performanse ostvarene u 2011. godini u velikoj meri odgovarale pomenutom targetu, budžet usvojen za narednu, 2012. godinu podrazumevao je

značajno viši deficit u odnosu na dogovoreni fiskalni program. Imajući to na umu, prva revizija stend-baj aranžmana u februaru 2012. godine nije okončana pozitivno, čime je on *de facto* prekinut, a finansijska podrška Međunarodnog monetarnog fonda obnovljena je tek tri godine kasnije⁷³.

Novi stend-baj aranžman odobren je Srbiji u februaru 2015. godine u iznosu od 936 miliona specijalnih prava vučenja (*cca.* 1.200 miliona eura) odnosno 200% kvote (tabela br. 17) i oslanjao se na tri glavna stuba ekonomske politike (Republic of Serbia, 2015). Prvi se odnosio na fiskalnu konsolidaciju, koja je primarno bila utemeljena na programu mera⁷⁴ iz poslednjeg kvartala 2014. godine. Restriktivna fiskalna politika imala je za cilj uspostavljanje održivog sistema javnih finansija i stvaranje uslova za postepenu ekspanziju monetarne politike, koja bi nadalje mehanizmima monetarnog prenosa uticala na kreditnu ekspanziju i rast agregatne tražnje privatnog sektora. Drugi važan stub podrazumevao je sveobuhvatan plan strukturnih reformi (reformu javnih i preduzeća u restrukturiranju, reformu sistema socijalne zaštite i javne uprave, unapređenje tržišta rada, saobraćajne infrastrukture, sistema izdavanja građevinskih dozvola, itd.). Konačno, treći bitan element ekonomskog programa odnosio se na stabilizaciju finansijskog sistema, i to prevashodno unapređenjem regulatornog okvira i merama usmerenim na smanjivanje udela nenaplativih kredita u portfolijima finansijskih institucija.

Tokom prve dve godine aranžmana ostvaren je značajan napredak u fiskalnom, monetarnom i finansijskom sektoru. Međutim, u strukturnom delu ekonomskog programa i dalje postoje značajni rizici vezani za implementaciju predviđenih mera. U tom kontekstu, misija Međunarodnog monetarnog fonda je tokom sedme revizije odobrenog aranžmana ponovo naglasila značaj sprovođenja dogovorenih strukturnih reformi, a sve u cilju ojačavanja finansijske stabilnosti, smanjivanja fiskalnih rizika koji proizilaze iz nedovoljno reformisanog javnog sektora i povećavanja kapaciteta domicilne privrede za održivi rast i razvoj (IMF, press release No. 17/336).

Rumunija je tokom analiziranog perioda sprovodila ekonomsku politiku u okvirima tri sukcesivna SBA aranžmana sa Međunarodnim monetarnim fondom. Prvi od njih odobren je u maju 2009. godine u iznosu od 11.443 miliona SPV, odnosno *cca.* 12.900 miliona eura, 1.111% rumunske kvote (tabela br. 17). Osnovne mere ekonomskog programa koji je stajao u osnovi ovog SBA aranžmana bile su dizajnirane sa ciljem očuvanja održivosti fiskalne politike, smanjivanja potrebe za javnim zaduživanjem i jačanja poverenja u finansijski i bankarski sektor, pripremajući Rumuniju za eventualni ulazak u Evrozonu. U fiskalnom kontestu, programske mere su se odnosile na oštro smanjivanje pojedinih kategorija javnih rashoda i relaksaciju deficitarnih pritisaka sa rashodne strane budžeta, ali i na obezbeđivanje dodatnih prihoda, unapređenje procesa izrade godišnjih budžeta i povećavanje efikasnosti poreske administracije (Romania, 2009). Program je postavljao ambiciozne kratkoročne fiskalne ciljeve, koji su tokom dvogodišnjeg trajanja aranžmana delimično modifikovani kako bi se prilagodili (negativnom) cikličnom kretanju javnih prihoda i javnih rashoda, ali samo do nivoa koji je osiguravao ostvarivanje srednjoročnih targeta za budžetski deficit i javni dug. Prateće ekonomske mere imale su zadatak da održe adekvatnu kapitalizaciju banaka i likvidnost na domaćem finansijskom tržištu, kao i da dovedu inflaciju u okvire ciljanog koridora Narodne banke Rumunije (Romania, 2009).

⁷³ Retrospektivu post-kriznih odnosa Srbije i MMF-a pogledati npr. u radu Jevđović (2015)

⁷⁴ Opširnije o konkretnim merama pogledati u okviru drugog dela ove disertacije, tačka 2.7. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama - Srbija.

Paralelno sa poslednjom revizijom prethodnog, Međunarodni monetarni fond je krajem marta 2011. godine odobrio novi aranžman sa Rumunijom. Novi SBA aranžman bio je značajno manjeg obima nego prethodni (3.090 miliona SPV, oko 3.500 miliona eura, 300% rumunske kvote) a kreatori ekonomske politike su ga smatrali aranžmanom iz predostrožnosti. Nakon što je u okviru prethodnog programa podržanog od strane MMF-a preduzeto ambiciozno fiskalno prilagođavanje, u okviru novog programa fokus je bio na strukturnim reformama koji bi sinergijski sa efektima fiskalne konsolidacije unapredili makroekonomski ambijent i stvorili uslove za brži ekonomski rast i jačanje privatnog sektora. Konkretni reformski koraci odnosili su se pre svega na penzioni i zdravstveni sistem, poresku administraciju ali i restrukturiranje javnih preduzeća, naročito u sektorima energetike i transporta (Romania, 2011). Nakon tromesečnog produžetka roka za poslednju reviziju (sa marta na juni 2013. godine), Rumunija je uspešno zaključila drugi od tri post-krizna stand-baj aranžmana sa Fondom. Rumunska ekonomija je u najvećoj meri bila stabilizovana, inflacija niska a fiskalni i deficit tekućeg računa održivi. Međutim, ekonomski rast je i dalje bio slab, a strukturne reforme nisu tekle planiranom dinamikom.

Kako bi očuvali i ojačali dostignuća u okvirima fiskalnog, monetarnog i finansijskog sektora ali i nastavili i unapredili strukturne reforme uključujući uvođenje regulatornog i cenovnog okvira u energetski sektor, rumunski kreatori ekonomske politike su krajem septembra 2013. godine sa Međunarodnim monetarnim fondom zaključili treći sukcesivni SBA aranžman u iznosu od 1.751 miliona SPV, *cca.* 1.980 miliona eura, 170% rumunske kvote (tabela br. 17). Novi SBA aranžman je pre svega bio u funkciji obezbeđivanja kontinuiteta i kredibiliteta ekonomske politike, ali i katalizator reformi orijentisanih ka ekonomskom rastu (Romania, 2013). Takođe, poslednji i po obimu najmanji od tri sukcesivna aranžmana trebalo je da posle šest godina stvori uslove za izlazak Rumunije iz MMF-ovih programa podrške.

Polazeći od jakih strukturnih fundamenata i kredibilnog institucionalnog okvira za vođenje ekonomske politike Poljska se sredinom 2009. godine kvalifikovala za novi⁷⁵ oblik finansijske podrške Međunarodnog monetarnog fonda – fleksibilnu kreditnu liniju (engl. *Flexible Credit Line*, u daljem tekstu: FCL), uvedenu velikim remontom kreditnog okvira Fonda u martu 2009. godine. Ovaj vid finansijske podrške odobrava se samo ekonomijama koje ispunjavaju set unapred utvrđenih kriterijuma koji se, između ostalog, odnose na održivu eksternu poziciju, dominaciju privatnih tokova u okviru kapitalnog računa, stabilan pristup međunarodnim tržištima kapitala koji uključuje i povoljne uslove finansiranja, održive javne finansije i nivo javnog duga, nisku i stabilnu inflaciju i zdrav finansijski sistem (IMF, 2016f). Imajući u vidu pomenute *ex-ante* uslove, jedna od bitnih karakteristika fleksibilne kreditne linije oličena je u činjenici da eventualnom povlačenju sredstava po osnovu iste, a za razliku od tradicionalnih (npr. stand-baj) aranžmana, ne prethodi revizija ekonomskih politika od strane predstavnika Fonda, niti je isto podložno bilo kakvom vidu *ex-post* uslovljavanja. Nakon uvođenja FCL programa bilo je predviđeno njegovo maksimalno trajanje od jedne godine, kao i gornja granica na iznos odobrenih sredstava (1.000% kvote). Izmenama i dopunama kreditnog okvira iz avgusta 2010. godine pomenuti limit je podignut a uvedena je i mogućnost da FCL aranžman traje do dve godine (IMF Press Release No. 10/321).

Fleksibilne kreditna linija odobrena Poljskoj maja 2009. godine, bila je za kreatore ekonomske politike aranžman iz predostrožnosti. Sredstva su odobrena u visini od 13.690

⁷⁵ Aranžman fleksibilne kreditne linije sklopljen sa Poljskom u maju 2009. godine je drugi aranžman tog tipa u istoriji Fonda. Prvi je sklopljen sa Meksikom, u januaru iste godine.

miliona specijalnih prava vučenja što odgovara 1.000% kvote, međutim ni u jednom momentu tokom jednogodišnjeg trajanja aranžmana nisu povučena (tabela br. 17). Ipak aranžman sa MMF-om podržao je poverenje investitora, dok su jake ekonomske osnove omogućile kreatorima ekonomske politike da preduzmu kontracikličnu monetarnu i fiskalnu politiku (IMF, 2016g). Kao rezultat, Poljska je bila jedina ekonomija EU koja je izbegla recesiju 2009. godine.

Nepuna dva meseca nakon isteka prvobitnog FCL programa, sa MMF-om je dogovorena nova jednogodišnja fleksibilna kreditna linija (u iznosu od 13.690 miliona SPV, 1.000% kvote), koja je nakon šest meseci prevremeno završena kako bi bila zamenjena dvogodišnjim aranžmanom istog tipa (19.166 miliona SPV, 1.400% kvote). Nakon toga, Poljska je do danas pomenuti aranžman sukcesivno obnavljala još tri puta, pri čemu je iznos odobrenih sredstava gradualno umanjivan (1303%, 918% i 159% kvote, resepektivno) ali ona ni u jednom momentu nisu povučena (tabela br. 17).

Za razliku od pomenutih ekonomija, kreatori ekonomske politike u Turskoj, Bugarskoj i Hrvatskoj nisu se tokom kriznog perioda obraćali za finansijsku pomoć Međunarodnom monetarnom fondu. Ipak u periodu od početka novog milenijuma do izbijanja Velike recesije, sve tri pomenute ekonomije imale su u određenom momentu odobren stend-baj aranžman sa MMF-om, tokom trajanja kojih je upliv ove finansijske institucije na njihove ekonomske politike bio značajan.

Turska je u periodu od decembra 1999. do maja 2008. godine sprovela čak tri uzastopna stend-baj aranžmana. Tokom pomenutog perioda, koji se u literaturi (npr. Kaya & Yılar, 2011) često naziva „stend-baj period“, Međunarodni monetarni fond je podržao program reformi kreatora ekonomske politike dizajniran da uspostavi monetarnu i fiskalnu održivost, povрати makroekonomsku stabilnost, smanji potrebu za daljim zaduživanjem, uslovi pad kamatnih stopa i povрати kredibilitet turskog finansijskog tržišta.

Nakon isteka poslednjeg od tri aranžmana iz „stend-baj perioda“ turska ekonomija je bila značajno stabilnija nego ranije, na šta je između ostalog pozitivno uticao novostvoreni fiskalni prostor, fleksibilnost kursa i diverzifikacija izvoza. Međutim, neizbežno smanjenje priliva inostranog kapitala u zemlje u razvoju u osvit Velike recesije, pokazalo je da pomenuta ekonomija ipak nije imuna na eksterne makroekonomske šokove. Ipak, nakon sedam godina fiskalnog prilagođavanja, sredinom 2008. godine turski kretori ekonomkse politike su najavili novi srednjoročni fiskalni okvir, koji je podrazumevao određeni stepen fiskalne ekspanzije, a zatim su i istrajali u odluci da isti implementiraju bez finansijske podrške Međunarodnog monetarnog fonda.

Za razliku od Turske, Bugarska i Hrvatska su u pred-kriznom periodu imale po jedan SBA aranžman iz predostrožnosti, relativno malog obima od 100 i 99 miliona SPV, respektivno (tabela br. 17). Oba aranžmana su odobrena u avgustu 2004. godine, oba su nakon redovne revizije tokom 2006. godine a na osnovu odgovarajućih pisama o namerama (Bulgaria, 2006; Republic of Croatia, 2006) produžena za sedam meseci i konačno oba su u fokusu programa ekonomskog prilagođavanja imala fiskalnu politiku.

Stend-baj aranžman sa Bugarskom u svojoj osnovi je imao program mera utemeljen na restriktivnoj fiskalnoj politici. Naime, fiskalna štednja je u uslovima posvećenosti očuvanju monetarnog odbora bila jedini dostupan kompenzatorni mehanizam za zaustavljane ubrzanog pogoršanja bugarskog deficita tekućeg računa koji je dalje, sam po sebi bio odraz

preterane domaće tražnje. Konkretni ciljevi fiskalnog programa definisani Memorandumom o ekonomskoj politici (Bulgaria, 2004) odnosili su se na budžetsku ravnotežu u 2004. i neutralnu fiskalnu praksu u 2005. godini uz očuvanje svih prihoda koji bi eventualno premašili planske okvire. Kako bi se institucionalizovala pomenuta namera, postavljeni su nominalni plafoni za javnu potrošnju. U okviru programa takođe je bila predviđena aktivna strategija upravljanja javnim dugom koja je imala za cilj da smanji udeo inostrane komponente u ukupnom javnom dugu, kao i udeo ukupnog javnog duga u bruto domaćem proizvodu. Širi ekonomski okvir dogovoren sa MMF-om (Bulgaria, 2004) podrazumevao je implementaciju mera koje su imale za cilj da ojačaju sistem penzijskog i zdravstvenog osiguranja, unaprede poresku administraciju i budžetski proces ali i da povećaju fleksibilnost prilikom njegove implementacije. Prateća strukturna agenda odnosila se na završetak procesa restrukturiranja i privatizacije preduzeća u državnom vlasništvu, smanjivanje veličine javnog sektora i povećavanje njegove efikasnosti, unapređenje funkcionalnih karakteristika tržišta rada i poslovne klime, kao i pojačavanje napora u okviru borbe protiv korupcije.

Stend-baj aranžmanom odobrenom Hrvatskoj u avgustu 2004. godine Međunarodni monetarni fond je podržao ekonomski program dizajniran da konsoliduje javne finansije zemlje i ograniči ranjivost koja proizilazi iz visokog deficita tekućeg računa u kratkom roku, odnosno da modernizuje i smanji ulogu javnog sektora, promoviše aktivnost privatnog sektora i pripremi Hrvatsku za ubranu konvergenciju ka EU, u srednjem roku. Konkretni program fiskalnih mera dogovoren sa MMF-om (Republic of Croatia, 2004) odnosio se na redukciju deficita u 2004. godini jačanjem prihodne strane budžeta, da bi se počevši od 2005. godine fokus prilagođavanja prebacio na racionalizaciju tekuće javne potrošnje i administrativnih rashoda. Takođe, širi fiskalni program je podrazumevao strukturne reforme penzionog i sistema zdravstvene zaštite, kao i reformu upravljanja javnim dugom, i to u pravcu jačanja napora za povećanim udelom domaćih izvora finansiranja kako bi se smanjila izloženost riziku deviznog kursa ali i doprinelo razvoju nacionalnog finansijskog tržišta. Konačno, prateće mere su se odnosile na unapređenje fiskalne transparentnosti u skladu sa preporukama Međunarodnog monetarnog fonda, kao i na novi talas privatizacije preduzeća u državnom vlasništvu (Republic of Croatia, 2004). Nakon završetka opisanog SBA aranžmana, hrvatski kreatori ekonomske politike nastavili su redovne godišnje konsultacije sa predstavnicima Fonda. Međutim, pregovora o eventualnom novom programu sa ovom finansijskom institucijom nije bilo.

Makedonija je u periodu analize sa Međunarodnim monetarnim fondom imala dva različita aranžmana. Prvi od njih bio je stend-baj aranžman odobren u avgustu 2005. godine (tabela br. 17) čije su jezgre činile ambiciozne strukturne reforme. Kako se navodi u Memorandumu o ekonomskoj politici (Former Yugoslav Republic of Macedonia, 2005) najsveobuhvatnija od njih bila je fokusirana na tržište rada i imala je za cilj da veliki deo tokova zaposlenosti iz sive zone prebaci u regularne okvire, i na taj način omogući efikasniju alokaciju resursa ali i povećća poreske prihode po osnovu oporezivanja dohotka. Pored pomenute reforme, poboljšanju poslovne klime težile su i akcije usmerene na unapređenje pravosudnog sistema uz neizostavno jačanje vladavine prava. U fiskalnom sektoru reforme strukturnog tipa odnosile su se na reformu sistema oporezivanja dohotka, unapređenje budžetskog procesa i povećanje efikasnosti programa javne potrošnje, uključujući i sisteme penzijskog i zdravstvenog osiguranja.

Dve godine nakon uspešnog završetka opisanog stend-baj aranžmana, niska inflacija, održivi fiskalni deficiti i relativno stabilan nivo deviznih rezervi omogućili su Makedoniji

da se u januaru 2011. godine kvalifikuje za kreditnu liniju iz predostrožnosti⁷⁶, još jedan inovativni instrument finansijske podrške MMF-a, uveden velikom reformom kreditnog okvira 2010. godine. Kreditna linija iz predostrožnosti (engl. *Precautionary and Liquidity Line*, u daljem tekstu: PLL) predstavlja aranžman namenjen zemljama članicama sa zdravim ekonomskim osnovama i istorijom sprovođenja održivih ekonomskih politika, koje međutim ne mogu da ispune sve potrebne standarde da bi se kvalifikovale za fleksibilnu kreditnu liniju ali koje, sa druge strane, ne zahtevaju značajna i suštinska prilagođavanja tipično povezana sa stand-baj aranžmanom (IMF, 2017).

Kreditna linija iz predostrožnosti odobrena je Makedoniji u iznosu od 413 milliona SPV, cca. 475 milliona eura odnosno 600% kvote (tabela br. 17). Međutim, uprkos inicijalnim namerama kreatora ekonomske politike da sredstva po osnovu sklopljenog aranžmana koriste samo u uslovima značajnog pogoršavanja globalnog makroekonomskog okruženja ili opasnosti od devalvacije nacionalne valute, već u martu 2011. godine gotovo polovina od odobrenog iznosa (197 miliona SPV, 286% kvote) je iskorišćena za kompenzaciju negativnih fiskalnih efekata, prevashodno rasta javne potrošnje, uoči prevremenih parlamentarnih izbora. Imajući u vidu da nakon isteka pomenute kreditne linije nije sklopljen novi aranžman sa Fondom, Makedonija je ušla u dvogodišnji period pojačanog post-programskog monitoringa, tokom kojeg je MMF bliže pratio akcije na ekonomsko-političkom planu, a koji je trajao sve do marta 2015. godine kada su sve zaostale obaveze prema ovoj finansijskoj instituciji prevremeno⁷⁷ isplaćene.

⁷⁶ Makedonija je prva zemlja članica sa kojom je Međunarodni monetarni fond zaključio ovaj inovativni tip aranžmana.

⁷⁷ Rok za povrat sredstava iskorišćenih u periodu trajanja aranžmana kreditne linije iz predostrožnosti iznosi 5 godina. Imajući u vidu da su u slučaju Makedonije sredstva povučena u martu 2011. godine krajnji rok za povrat je bio mart 2016. godine.

Tabela 17. Emergentne evropske ekonomije vs. MMF - pregled aranžmana u periodu analize

Zemlja	Tip aranžmana	Datum sklapanja	Datum isteka	Odobreno (milioni SPV)	Iskorišćeno (milioni SPV)
Poljska	Fleksibilna kreditna linija	06. maj 2009.	05. maj 2010.	13.690	0
	Fleksibilna kreditna linija	02. jul 2010.	20. januar 2011.	13.690	0
	Fleksibilna kreditna linija	21. januar 2011.	17. januar 2013.	19.166	0
	Fleksibilna kreditna linija	18. januar 2013.	13. januar 2015.	22.000	0
	Fleksibilna kreditna linija	14. januar 2015.	12. januar 2017.	13.000	0
	Fleksibilna kreditna linija	13. januar 2017.	12. januar 2019.	6.500	0
Turska	Stend-baj aranžman	11. maj 2005.	10. maj 2008.	6.662	4.413
Mađarska	Stend-baj aranžman	06. novembar 2008.	05. oktobar 2010.	10.537	7.637
Rumunija	Stend-baj aranžman	04. maj 2009.	30. mart 2011.	11.443	10.569
	Stend-baj aranžman	31. mart 2011.	30. jun 2013.	3.090	0
	Stend-baj aranžman	27. septembar 2013.	26. septembar 2015.	1.751	0
Bugarska	Stend-baj aranžman	06. avgust 2004.	31. mart 2007.	100	0
Hrvatska	Stend-baj aranžman	04. avgust 2004.	15. novembar 2006.	99	0
Srbija	Stend-baj aranžman	16. januar 2009.	15. april 2011.	2.619	1.368
	Stend-baj aranžman	29. septembar 2011.	28. mart 2013.	935	0
	Stend-baj aranžman	23. februar 2015.	22. februar 2018.	935	0
Makedonija	Stend-baj aranžman	31. avgust 2005.	30. avgust 2008.	52	10
	Kreditna linija iz predostrožnosti	19. januar 2011.	18. januar 2013.	413	197

Izvor: samostalna izrada autora prema podacima sa zvanične internet prezentacije Međunarodnog monetarnog fonda

III DEO

EKONOMETRIJSKO MODELIRANJE
ODRŽIVOSTI FISKALNE POLITIKE
U ODABRANIM EMERGENTNIM EKONOMIJAMA

1. Metodološke napomene o ekonometrijskom okviru istraživanja

U okviru trećeg dela disertacije održivost fiskalne politike u odabranim emergentnim ekonomijama empirijski je analizirana korišćenjem ekonometrijskih tehnika analize vremenskih serija. Prateći dobro razvijenu literaturu koja se odnosi na opisano područje istraživanja, u prvom koraku ispitan je nivo integrisanosti vremenskih serija koje su od interesa za istraživanje (testovima jediničnog korena, testovima stracionarnosti i testovima jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma). Nakon toga, potencijalne kointegracijske veze između grupa odabranih fiskalnih varijabli za sve zemlje iz uzorka testirane su Englj-Grejdndžerovom dvostepenom procedurom, a zatim i pomoću Johansenovih testova baziranih na VAR/VEC modelu. Takođe, imajući u vidu mogućnost značajnih suštinskih promena ekonomskog ambijenta u periodu istraživanja, kao vid komplementarno-konfirmatorne analize primenjeni su i Gregori-Hansenovi testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma. Konačno, pored kointegracionih ispitane su i potencijalne uzročne veze između varijabli od interesa. Takođe, u svim fazama istraživanja, a u cilju dijagnostike potencijalnih modela, odgovarajućim testovima ispituje se da li su ispunjene pretpostavke o normalnom rasporedu, homoskedastičnosti i odsustvu autokorelacije u rezidualima. Sve korišćene ekonometrijske tehnike i procedure detaljno su opisane u nastavku ove tačke.

1.1. Ispitivanje reda integrisanosti vremenskih serija

Klasična ekonometrijska analiza polazi od premise da posmatrane varijable poseduju svojstvo stacionarnosti pod kojim se najopštije definisano podrazumeva konstantnost srednje vrednosti i varijanse tokom vremena. Ipak, najveći broje ekonomskih vremenskih serija ne zadovoljava ovaj uslov. Naime, kretanje ekonomskih varijabli je pod stalnim uticajem privrednih, socijalnih i političkih faktora koji se tokom vremena menjaju što dovodi do nestabilnosti srednje vrednosti i varijanse kod većine njih. Zapravo, kako navode Mladenović i Petrović (2011) svojstvo nestacionarnosti može se smatrati prirodnim u ekonomskom životu.

Imajući u vidu da proces ekonometrijskog modeliranja i statističkog zaključivanja u velikoj meri zavisi od validnosti pretpostavke o stacionarnosti varijabli koje su predmet analize, kao i činjenice da uključivanje nestacionarnih varijabli u model sa stacionarnim neizostavno dovodi do pogrešnog zaključka o eventualnoj povezanosti između njih, testiranje reda integrisanosti vremenskih serija najčešće predstavlja prvi korak svake strategije ekonometrijskog istraživanja. U cilju ispitivanja stacionarnih svojstava vremenskih serija od interesa koriste se testovi jediničnog korena, testovi stacionarnosti a u novije vreme sve više i testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma.

1.1.1. Testovi jedničnog korena

Inicijalni uvid u red integrisanosti vremenskih serija može se dobiti posmatranjem grafičkog prikaza njihovog kretanja u vremenu ali i analizom korelograma autokorelacione i parcijalne autokorelacione funkcije. Ipak, imajući u vidu da oba pomenuta načina unose

određenu dozu subjektivnosti što dalje dovodi u pitanje pouzdanost izvedenih zaključaka, u praksi je uobičajeno da se u cilju utvrđivanja stacionarnih svojstava varijabli od interesa pored grafičke inspekcije koristi i neki od formalno razvijenih testova jediničnog korena. Najjednostavniji od njih, standardni Diki-Fulerov (u daljem tekstu: DF test) polazi od nulte hipoteze o postojanju jediničnog korena odnosno alternativne hipoteze o stacionarnosti vremenskog procesa i nudi tri modela od kojih svaki ima i svoju alternativnu specifikaciju:

Model τ (tau):

$$H_0: Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t ; \delta = 1 \text{ serija je I(1)} \quad (26)$$

$$H_1: Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t ; \delta < 1 \text{ serija je I(0)} \quad (27)$$

Alternativna specifikacija τ modela:

$$H_0: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + e_t ; \varphi = 0 \text{ serija je I(1)} \quad (28)$$

$$H_1: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + e_t ; \varphi < 0 \text{ serija je I(0)} \quad (29)$$

Model τ_μ (tau mi):

$$H_0: Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t ; \delta = 1 \text{ serija je I(1)} \quad (30)$$

$$H_1: Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu + e_t ; \delta < 1 \text{ serija je I(0)} \quad (31)$$

Alternativna specifikacija τ_μ modela:

$$H_0: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + e_t ; \varphi = 0 \text{ serija je I(1)} \quad (32)$$

$$H_1: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + \mu + e_t ; \varphi < 0 \text{ serija je I(0)} \quad (33)$$

Model τ_t (tau te):

$$H_0: Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t ; \delta = 1 \text{ serija je I(1)} \quad (34)$$

$$H_1: Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu + \lambda trend + e_t ; \delta < 1 \text{ serija je I(0)} \quad (35)$$

Alternativna specifikacija τ_t modela:

$$H_0: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + e_t ; \varphi = 0 \text{ serija je I(1)} \quad (36)$$

$$H_1: \Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + \mu + \lambda trend + e_t ; \varphi < 0 \text{ serija je I(0)} \quad (37)$$

U sva tri modela (τ , τ_μ , τ_t) procedura ispitivanja postojanja jediničnog korena podrazumeva samo testiranje signifikantnosti parametra uz Y_{t-1} i to test statistikom koja se dobija kao količnik ocenjene vrednosti parametra i respektivne standardne greške. Izračunata DF statistika se zatim upoređuje sa kritičnim vrednostima (Dickey & Fuller, 1979; MacKinnon, 1996, 2010) na osnovu čega se formira odluka o eventualnom odbacivanju nulte hipoteze.

Glavni nedostatak DF testa oličen je u činjenici da on može da se primenjuje samo u slučajevima kada zavisna promenljiva nije autokorelisana. Iz tog razloga u praksi se neuporedivo češće koristi prošireni Diki-Fulerov test (engl. *Augmented Dickey Fuller test*, u daljem tekstu: ADF). Testiranje ADF testom se sprovodi na identičan način sa jedinom razlikom što se na desnu stranu jednačine u sva tri modela (τ , τ_μ , τ_t) kao dodatna varijabla

uvodi zavisna promenljiva sa odgovarajućim brojem docnji. Na taj način alternativna hipoteza (H_1) na primer u slučaju alternativnog (τ) modela postaje:

$$\Delta Y_t = \varphi \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (38)$$

sa analognom modifikacijom i za preostale modele.

Rezultati ADF testova jediničnog korena u velikoj meri zavise od broja pomaka zavisne promenljive koji će biti uvedeni. Ako je broj pomaka suviše mali, zaostala autokorelacija u modelima učiniće rezultate test pristrasnim i stoga nepouzdanim. Sa druge strane preveliki broj docnji može se negativno odraziti na moć testa da odbaci nultu hipotezu.

Prilikom praktične primene, odluka o broju pomaka zavisne varijable koji će biti uključeni u model formira se na bazi informacionih kriterijuma, metodama „od opšteg ka pojedinačnom” odnosno „od pojedinačnog ka opštem” ili prema nekoj od formula koja uzima u obzir frekvenciju korišćenih podataka. U potonjem kontekstu najpoznatije su tzv. Švertove formule (Schwert, 1989) korišćene u obimnom empirijskom istraživanju ovog autora. Kada je reč o informacionim kriterijumima najčešće se koriste Akaikeov info kriterijum (engl. *Akaike Information Criterion*), zatim Švarcov info kriterijum (engl. *Schwarz Info Criterion*) kao i Hana-Kvinov info kriterijum (engl. *Hannan-Quinn Info Criterion*).

Kao dopuna ADF testu, često se sprovodi i njegova modifikovana verzija predložena od strane Eliota, Rotenberga i Stoka (Elliott, Rothenberg & Stock, 1996). Ova modifikovana varijanta DF testa podrazumeva ocenjivanje standardne ADF test jednačine ali sa tom razlikom što se umesto originalne koristi detrendovana serija Y_t .

Jedno od osnovnih ograničenja ADF testa je oličeno u činjenici da on nije u mogućnosti da dovede do pouzdanog statističkog zaključka u slučajevima kada je reč o seriji koja je stacionarna ali sa autoregresivnim parametrom veoma blizu jedinice, što može biti naročito izraženo u situacijama kada je reč o malim uzorcima. Stoga se prilikom ispitivanja reda integrisanost vremenskih serija testovi jediničnog korena često kombinuju sa testovima stacionarnosti.

1.1.2. Testovi stacionarnosti

Osnovna razlika između testova jediničnog korena i testova stacionarnosti ogleda se u načinu na koji je u svakom od njih formulisana nulta hipoteza. Naime, za razliku od testova jediničnog korena koji u okviru nulte hipoteze prepostavljaju postojanje jediničnog korena (nestacionarnost) testovi stacionarnosti u okviru nulte hipoteze prepostavljaju upravo suprotno – stacionarnost vremenskog procesa. Iz tog razloga se testovi stacionarnosti često u istraživanjima koriste kao vid komplementarno-konformatorne analize, kako bi povećali robustnost zaključaka izvedenih na osnovu prethodno sprovedenih testova jediničnog korena. Najpoznatiji i u primeni najzastupljeniji test stacionarnosti je tzv. Kijatovski-Filips-Šmit-Šin, KPSS test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin, 1992).

Međutim, iako paralelna upotreba testova jediničnog korena i testova stacionarnosti povećava pouzdanost izvedenih zaključaka o redu integrisanosti vremenskih serija, dodatna ograničenja tradicionalnih testova proizilaze iz njihove osjetljivosti na postojanje eventualnih strukturnih prekida u analiziranim vremenskim procesima. Uzimajući to u obzir, u novijoj ekonometrijskoj praksi sve više pažnje se posvećuje testovima koji omogućavaju ispitivanje reda integrisanosti vremenskih serija ali uz uvažavanje mogućeg prisustva strukturnog loma.

1.1.3. Testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Peron (Perron, 1989) ističe da eventualno neuvažavanje postojećeg strukturnog prekida u okviru tradicionalnih testova jediničnog korena ADF-tipa neizostavno dovodi do pristrasnosti u smislu smanjivanja sposobnosti testa da odbaci nultu hipotezu o postojanju jediničnog korena čak i kada je ona zapravo lažna. Dodatno, prisustvo strukturne promene može da utiče i na testove stacionarnosti (KPSS) koji u tom slučaju vode neopravdano čestom odbacivanju nulte hipoteze o stacionarnosti (Perron, 2006). Imajući u vidu pomenute konsideracije, u cilju doslednosti i potpunosti u okviru ove disertacije spovode se i testovi jediničnog korena koji uvažavaju prisustvo (jednog) strukturnog loma u vremenskim serijama i to prateći autore Perona (Perron, 1997) i Voglsanga i Perona (Vogelsang & Perron, 1998).

Pre otpočinjanja testiranja reda integrisanosti vremenskih serija u uslovima mogućeg postojanja strukturnog loma potrebno je napraviti distinkciju po osnovu nekoliko različitih pitanja. Pre svega bitno je odrediti da li se strukturna promena manifestuje trenutno ili se razvija sporije tokom određenog vremena, zatim da li promena uključuje samo promenu nivoa, samo promenu trenda ili i jedno i drugo, kao i da li je datum strukturne promene poznat unapred ili ga je potrebno odrediti endogeno, iz podataka. Od odgovora na pomenuta pitanja u velikoj meri zavisi izbor odgovarajuće specifikacije testa, a sledešteno i pouzdanost izvedenog statističkog zaključivanja.

Uzimajući u obzir dinamiku strukturne promene odnosno način na koji šokovi utiču na posmatrane varijable, vodeća ekonometrijska literatura razlikuje dva modela. Prvi od njih, nazvan aditivni model (engl. *additive outlier model*, u daljem tekstu: AO) odnosi se na slučajeve u kojima se dejstvo strukturne promene na kretanje serije ispoljava momentalno. S druge strane, ukoliko je prelazak na novu putanju postepen jer se dejstvo strukturnog loma na seriju razvija sporije tokom vremena primereniji je drugi model označen kao inovacijski (engl. *innovational outlier model*, u daljem tekstu: IO). Ipak, kako navode Voglsang i Peron (Vogelsang & Perron, 1998) u slučajevima u kojima se sumnja da je magnituda strukturne promene veoma velika, poželjno je preferirati AO modelski okvir čak i ako su podaci zapravo generisani prema IO modelu.

Kada je reč o metodama za izbor datuma prekida, u pionirskim istraživanjima Perona (npr. Perron, 1989) on je određen egzogeno. Ipak, kasnije studije (npr. Zivot & Andrews, 1992; Vogelsang & Perron, 1998) uvode mogućnost da se momenat prekida (datum strukturnog loma) odredi endogeno, na bazi raspoloživih podataka. To se može postići izborom datuma koji minimizira DF test statistiku i na taj način selektuje datum za koji postoje najveći dokazi protiv nulte hipoteze o jediničnom korenu, što se vremenom ustalilo kao vid

standardne prakse iako postoji i mogućnost izbora datuma sa najsnažnijim dokazima u prilog strukturnom lomu.

1.2. Koncept kointegracije

Ideja koja leži u osnovi koncepta kointegracije primamljiva je za opisivanje brojnih ekonomskih relacija i predstavlja jedan od najvažnijih okvira za ekonometrijsko modeliranje makroekonomskih vremenskih serija. Koncept je formalno definisan u radu Engla i Grejndžera iz 1987. godine (Engle & Granger, 1987) a pomenuti rad ove dvojice autora ujedno označava i početak intenzivnog interesovanja ekonomista za probleme kointegracione analize⁷⁸. Kako se kasnije ispostavilo teorija kointegracije bila je doprinos nauci vredan Nobelove nagrada za ekonomiju, koja je 2003. godine dodeljena Robertu Englu (*Robert Engle*) i Klajvu Grejndžeru (*Clive Granger*).

Slikovito objašnjeno kointegracija pretpostavlja postojanje dve ili više vremenskih serija, od kojih svaka poseduje stohastički trend, ali čije se kretanje u vremenu odvija u određenim granicama, u smislu tendencije da se putanje tih serija ne udaljavaju previše jedna od druge. Kako navode Mladenović i Petrović (2011) ovo se može objasniti postojanjem „sile privlačenja“ koja posmatrane vremenske serije „vuče“ jednu ka drugoj, a čiji se izvor nalazi u karakteru ekonomije.

Zorica Mladenović (2004) naglašava kako se u literaturi često navodi da je konceptom kointegracije zapravo zatvoren dugogodišnji jaz koji je postojao između ekonomske teorije *per se* i njenog ekonometrijskog modeliranja. Naime, predmet istraživanja ekonomske teorije su dugoročne relacije, dok se kratkoročnim odstupanjima od istih često ne pridaje odgovarajuća pažnja. Sa druge strane, kako dalje objašnjava Mladenović (2004) upravo kratkoročna dinamika je bila glavni predmet ekonometrijskog modeliranja dugi niz godina. Međutim, primena kointegracionih metoda analize vremenskih serija predstavlja svojevrsni kompromis između pomenute dve krajnosti, budući da podrazumeva istovremeno modeliranje kako dugoročne ravnotežne putanje po kojoj se kreću posmatrane ekonomske varijable tako i kratkoročnog odstupanja od te ravnoteže.

Nešto formalnije izraženo, za dve vremenske serije koje su integrisane prvog ili nekog višeg reda, se kaže da su kointegrisane ukoliko postoji takva njihova linearna kombinacija koja je stacionarna. Na primer, za varijable X_t i Y_t se kaže da su kointegrisane, ukoliko postoji takva regresija

$$Y_t = \gamma X_t + \varepsilon_t \quad (39)$$

čije su greške, u oznaci ε_t stacionarne. Kointegrisane varijable mogu odstupiti od njihove međusobne veze na kratak rok, ali u dugom roku one se ipak kreću u okviru njihovih dugoročnih ravnotežnih relacija. Takođe, za varijable X_t i Y_t iz jednačine (39) koje su kointegrisane sa parametrom γ postoji tzv. faktor korekcije greške:

$$Y_{t-1} - \gamma X_{t-1} \quad (40)$$

⁷⁸ Videti opširnije npr. Mladenović (2002).

Uvođenjem faktora korekcije greške (40) u jednačinu (39) dobija se model korekcije greške (engl. *error correction model*, u daljem tekstu: ECM):

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + u_t \quad (41)$$

sa analognom formulacijom i za drugu varijablu od interesa (ΔX). Takođe, u zavisnosti od teorijskih aspekata relacije koja je u osnovi ekonometrijskog modeliranja, ili od karakteristika vremenskih serija koje su predmet konsideracije, moguće je uvesti i konstantu kako u jednačinu (39) tako i u jednačine modela korekcije greške (40), koji bi u tom slučaju u okviru relacije koja se odnosi na prvu diferencu varijable Y glasio:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1} - \alpha) + u_t \quad (42)$$

1.2.1. Engl-Grejdžerova dvostepena procedura

Koncept kointegracije već tri decenije zaokuplja pažnju velikog broja istraživača. Sledstveno, vremenom su se razvili i različiti pristupi za ispitivanje postojanja kointegracije između dve ili više varijabli od interesa. Prvi pristup predmetnoj problematici, tzv. Engl-Grejdžerova (u daljem tekstu: EG) dvostepena procedura, definisan je u već pomenutom radu autora Engla i Grejdžera (Engle & Granger, 1987).

Prvi korak EG procedure za ispitivanje postojanja kointegracije sastoji se od nekoliko faza. U prvoj se odgovarajućim testovima jediničnog korena proverava red integrisanosti varijabli za koje se sumnja da su potencijalno kointegrisane (u najjednostavnijem slučaju posmatrajmo samo jednu nezavisnu i jednu zavisnu promenljivu: Y_t i X_t respektivno). Ukoliko se utvrdi da su obe varijable integrisane istog (npr. prvog) reda, u oznaci $I(1)$, metodom običnih najmanjih kvadrata se ocenjuje kointegraciona jednačina (39).

U sledećoj fazi EG procedure formira se serija reziduala iz te regresije koja se zatim testira na postojanje jediničnog korena (EG test). Izračunata vrednost EG test statistike upoređuje se sa kritičnom (tabličnom) vrednošću, na osnovu čega se donosi zaključak o potencijalnom odbacivanju nulte hipoteze $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$. Ukoliko se nulta hipoteza ne može odbaciti zaključuje se da za posmatrane varijable (u posmatranom vremenskom periodu) ne postoji dugoročna ravnotežna kointegraciona veza. Međutim, ukoliko se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena u rezidualima odbaci u korist alternativne $H_1: \varepsilon_t \sim I(0)$ tada se izvodi zaključak o postojanju kointegracije između varijabli od interesa i prelazi se na drugi korak EG procedure. U okviru tog koraka ocenjuje se (simetrični) model korekcije greške (jednačine 41 ili 42) u kojem se pored kombinacije varijabli iz jednačine (39) kao korekcionni faktor koristi i ravnotežna greška iz kointegracione relacije.

1.2.2. Testovi kointegracije u VAR/VEC modelu (Johansenova procedura)

Nedugo nakon pionirskih koraka Engla i Grejdžera, autori Johansen i Juselius (Johansen, 1988, 1991, 1992; Johansen & Juselius, 1990) razvili su proceduru za ispitivanje kointegracije koja se temelji na vektorskom autoregresivnom modelu (engl. *Vector*

Autoregressive Model, u daljem tekstu: VAR) i vektorskom modelu korekcije greške (engl. *Vector Error Correction Model*, u daljem tekstu: VECM).

Danas se Johansenova procedura široko upotrebljava za različita ekonometrijska modeliranja a u literaturi se često navodi da ovaj pristup ima prednost nad dvostepenom EG metodom i to pre svega zbog veće snage testova, zatim zbog činjenice da dopušta postojanje više od jedne kointegracijske relacije kao i iz razloga što u svom algoritmu ne mora nužno da sledi striktnu podelu varijabli na endogene i egzogene.

Za n varijabli ($n \geq 2$) integrisanih prvog reda za koje se sumnja da su kointegrisane i dužinu pomaka k , VAR model bez restrikcija definisan je na sledeći način:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_k Y_{t-k} + u_t \quad (43)$$

gde je Y_t zapravo vektor varijabli koje su $I(1)$. Za navedeni VAR model (43) postoji VECM reprezentacija sledećeg oblika:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + u_t \quad (44)$$

gde je $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$ i $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$

Johansenova procedura se temelji na utvrđivanju ranga matrice Π koji je zapravo jednak broju sopstvenih karakterističnih vrednosti matrice koji su različiti od nule. Pomenute karakteristične sopstvene vrednosti, označavaju se kao λ , i stavljaju u rastući niz ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq \dots \geq \lambda_n$). Ako varijable nisu kointegrisane rang matrice će biti nula odnosno $\lambda_i = 0$ za svako i .

U svrhu određivanja ranga matrice Π potrebno je sprovesti Johansenove testove kointegracije i to test traga matrice (engl. *trace test*) i testa najveće sopstvene vrednosti (engl. *maximum eigenvalue*). Navedeni testovi formulisani su na sledeći način:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \lambda_i) \quad (45)$$

Testom traga matrice testira se nulta hipoteza da je broj kointegracijskih vektora manji ili jednak r u odnosu na alternativu da ih je više od r .

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (46)$$

Test najveće sopstvene vrednosti u hultoj hipotezi sadrži tvrdnju da je broj kointegracijskih vektora tačno jednak r uz alternativnu hipotezu da je taj broj $r+1$.

Primetno je da navedene formulacije dva Johansenova testa ne testiraju direktno sopstvene karakteristične vrednosti (λ_i) već njihove prirodne logaritme ($\ln(1 - \lambda_i)$) što međutim nikako ne dovodi u pitanje pouzdanost rezultata budući da kada je λ_i jednako nuli tada je i vrednost izraza $\ln(1 - \lambda_i)$ takođe jednaka nuli.

Takođe, u situacijama u kojima se istraživanje bazira na relativno malom broju opservacija, prilikom prezentacije rezultata pored originalnih Johansenovih statistika testa traga i testa najveće sopstvene vrednosti često se prikazuju i statistike korigovane faktorom

za male uzorke prema formuli $(T - nk) / T$ gde je T broj opservacija, n broj varijabli u sistemu a k red VAR modela (Reinsel & Ahn, 1992).

Nakon određivanja ranga matrice, izvode se kointegracijski vektori koji se normiraju u odnosu na varijablu od interesa. Kointegracijski vektor(i) opisuju dugoročnu ravnotežnu vezu između posmatranih varijabli, a iz njih se zatim izračunava faktor korekcije greške koji se dalje uvodi u model za kratak rok. Konačno, nad dobijenim modelima se sprovode dijagnostički testovi i testovi stabilnosti parametara.

1.2.3. Testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma

Ispitivanje kointegracije EG dvostepenom procedurom a zatim i Johansenovim testovima baziranim na VAR/VECM metodologiji često se u literaturi koriste za analizu makroekonomskih vremenskih serija podataka. Ipak, opisane procedure imaju izvesna ograničenja u slučajevima u kojima je usled različitih eksternih faktora moguće postojanje strukturnih lomova u kointegracijskom vektoru.

Autori Gregori i Hansen (Gregory & Hansen, 1996) polaze od ideje da postoji mogućnost da su dve vremenske serije kointegrisane u smislu postojanja njihove linearne kombinacije koja je stacionarna, ali nadograđuju uobičajen postupak testiranja uvažavanjem mogućnosti da su se parametri te linearne kombinacije (kointegracijskog vektora) u jednom momentu posmatranja promenili. Momenti prekida (datumi strukturnog loma) određuju se endogeno odnosno nije potreba nikakva *a priori* informacija o njima, što predstavlja jednu od glavnih prednosti ove metode.

Gregori-Hansenova (u daljem tekstu: GH) procedura ispitivanja kointegracije polazi od osnovnog modela koji ne podrazumeva nikakv vid strukturne promene, i koji je stoga ekvivalent EG slučaju:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (47)$$

gde su Y_t i X_t kointegrisane vremenske serije uz uslov da je ocenjena greška u oznaci ε_t stacionarna. U pomenutom slučaju parametri α i β su vremenski invarijantni. Međutim, strukturna promena kointegracijskog vektora se reflektuje upravo promenama u parametrima α i β , a modelovanje te promene se postiže uključivanjem odgovarajućih veštačkih varijabli.

Gregori i Hansen (Gregory & Hansen, 1996) definišu tri modela koji odgovaraju različitim pretpostavkama o prirodi pomaka kointegracijske regresije: pomak nivoa (engl. *level shift*), pomak nivoa sa trendom (engl. *level shift with trend*) i promena režima (engl. *regime shift*).

Formalno najjednostavniji model podrazumeva samo promenu nivoa kointegracijskog vektora, dok se u ovom slučaju podrazumeva da je parametar nagiba konstantan, što je matematički moguće izraziti na sledeći način:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (48)$$

gde je D_t veštačka promenljiva definisana kao $D_t = 0$ za $t \leq T_b$ i $D_t = 1$ za $t > T_b$, pri čemu T_b ukazuje na datum strukturnog loma, α_1 je konstanta pre strukturnog prekida, a α_2 je promena u konstanti usled strukturnog loma.

Model pomaka nivoa (48) moguće je dalje nadograditi uključivanjem trenda (t) na sledeći način:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 X_t + \beta_0 t + \varepsilon_t \quad (49)$$

gde je D_t ponovo veštačka promenljiva definisana kao $D_t = 0$ za $t \leq T_b$ i $D_t = 1$ za $t > T_b$, T_b ukazuje na datum strukturnog loma, parametri α_1 i α_2 su definisani kao i u prethodnom modelu dok je trend označen sa t .

Konačno, postoji mogućnost da se osim promene u konstanti u model uključi i promena koeficijenta nagiba, što rezultira još kompleksnijim modelom promene režima:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t + \varepsilon_t \quad (50)$$

gde su D_t , α_1 i α_2 definisani kao i u ranijim modelima, β_1 predstavlja koeficijent nagiba (kointegracijski parametar) pre strukturnog loma a β_2 predstavlja promenu koeficijenta nagiba usled strukturnog loma.

Praktična implementacija GH procedure podrazumeva računanje kointegracione test statistike za svaki⁷⁹ potencijalni datum strukturnog prekida, a kao konačan datum strukturne promene uzima se onaj za koji je izračunata test statistika najmanja (najveća negativna vrednost). Izračunata test statistika se zatim upoređuje sa kritičnim (tabličnim) vrednostima, na osnovu čega se konačno izvodi zaključak o eventualnom postojanju kointegracije u prisustvu strukturnog loma.

Komplementaran vid ispitivanja kointegracije predstavlja i test predložen od strane Hansena (Hansen, 1992a,b). Reč je o testu sa nultom hipotezom o postojanju kointegracije i alternativnom hipotezom o odsustvu kointegracije u okviru koje se može očekivati određena nestabilnost ocenjenih parametara. Imajući u vidu da tradicionalan EG metod kao i GH testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma kao nultu hipotezu imaju odsustvo kointegracije, kao i činjenicu da čisto statistički posmatrano odbacivanje nulte hipoteze ne znači nužno prihvatanje alternativne hipoteze, Hansenovi (Hansen, 1992a,b) testovi kointegracije predstavljaju celishodnu nadogradnju empirijske strategije ispitivanja kointegracije.

Konačno, nakon ispitivanja prisustva kointegracije, u slučajevima gde se ona potvrdi, parametri modela dugoročne ravnoteže u ovoj disertaciji biće ocenjeni metodom dinamičnih običnih najmanjih kvadrata (engl. *dynamic ordinary least squares*, u daljem tekstu: DOLS). Pomenuta tehnika je predložena od strane Stoka i Votsona (Stock & Watson, 1993), a u literaturi se često navodi da ona ima tendenciju da pruža robustnije ocene u slučajevima malih uzoraka u poređenju sa alternativama.

⁷⁹ Standardna praksa podrazumeva da se iz obuhvata testiranja oduzme određeni procenat opservacija sa početka i isti procenat opservacija sa kraja vremenske serije. Gregori i Hansen (Gregory & Hansen, 1996) navode da je taj procenat najčešće 15%.

Sama metoda DOLS podrazumeva proširivanje kointegracijske regresije odgovarajućim brojem prethodnika i sledbenika prve diference varijable X_t iz jednačine (47) tako da ona sada postaje⁸⁰:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 X_t + \sum_{i=-p}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (51)$$

gde je Δ oznaka za prvu diferencu varijable, α , β i γ su koeficijenti a ε_t je slučajna greška sa svojstvima belog šuma.

1.2.4. Testovi kointegracije u prisustvu asimetričnog prilagođavanja

Sve do sada opisane ekonometrijske procedure testiranja kointegracije (Engl-Grejndžerova, Johansenova, Gregori-Hansenova) implicitno podrazumevaju simetrično prilagođavanje dugoročnoj ravnotežnoj relaciji. Međutim, u pojedinim slučajevima u kojima za to postoji jaka teorijska osnova⁸¹ poželjno je primenom odgovarajuće ekonometrijske metodologije istražiti i postojanje kointegracije u prisustvu asimetričnog mehanizma prilagođavanja.

Autori Enders i Siklos (Enders & Siklos, 2001) razvili su proceduru za ispitivanje kointegracije koja eksplicitno podrazumeva nelinearno prilagođavanje sa TAR (engl. *Threshold Autoregressive Model*) i MTAR (engl. *Momentum Autoregressive Model*) specifikacijama. Pomenuta procedura se u velikoj meri naslanja na ranije opisanu dvostepenu proceduru Engla i Grejndžera odnosno predstavlja njenu prirodnu nadogradnju u asimetričnom ekonometrijskom ambijentu.

TAR model je predstavljen jednačinama (52) i (53) dok je MTAR model moguće odrediti jednačinama (52) i (54):

$$\Delta \hat{e}_t = I_t \rho_1 \hat{e}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (52)$$

pri čemu su \hat{e}_t reziduali iz dugoročne kointegracione relacije a prve diference reziduala sa docnjom imaju za cilj da obezbede odsustvo autokorelacije u modelu. U kontekstu jednačine (52) mogu biti korišćeni reziduali iz EG procedure ali i iz neke od GH specifikacija koje uvažavaju određene strukturne promene. Funkcija indikatora povezana sa TAR i MTAR modelom data je jednačinama (53) odnosno (54), respektivno:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (53)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \hat{e}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta \hat{e}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (54)$$

gde τ predstavlja graničnu vrednost (prag) koji se može odrediti egzogeno (npr. u skladu sa nekim teorijskim postavkama) ili endogeno (iz podataka). Kada je reč o ovom drugom

⁸⁰ Analogne formulacije važe i za Gregori-Hansenove slučajeve iz jednačina (48 - 50).

⁸¹ U ovoj disertaciji to je na primer slučaj kod ispitivanja karakteristika prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa.

načinu u literaturi je uobičajena praksa da se vrednost praga oceni zajedno sa parametrima ρ_1 i ρ_2 iz jednačine (52) i to korišćenjem Čenove (Chan, 1993) procedure. Ovaj postupak podrazumeva sortiranje serije reziduala u rastućem redosledu, odbacivanje 15% najvećih i najmanjih opservacija i zatim ocenjivanje TAR i MTAR modela koristeći preostalih 70% vrednosti kao potencijalni prag. Konačan odabir podrazumeva onu vrednost kojom se ostvaruje najmanji zbir kvadrata reziduala.

Fokusirajući se na same testove kointegracije, kako u slučaju TAR tako i MTAR specifikacije, bitno je naglasiti da F-statistika za nultu hipotezu o odsustvu kointegracije u oba slučaja ima nestandardnu distribuciju za koju su Enders i Siklos (Enders & Siklos, 2001) simultanim eksperimentima odredili odgovarajuće kritične vrednosti. Međutim, ukoliko se pomenuta nulta hipoteza odbaci, hipoteza simetričnog prilagođavanja može se testirati primjenom standardnog F-testa na ograničenje o jednakosti parametara uz (asimetrični) član korekcije greške. U tom smislu jasno je da je originalni Engl-Grejndžerov test zapravo specijalni slučaj Enders-Siklosove procedure, u kome se nakon potvrđivanja kointegracije ispostavi da se nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju ipak ne može odbaciti.

Konačno, za razliku od poslednjeg koraka koji je u slučajevima sve tri prethodno opisane procedure ispitivanja kointegracije (Engl-Grejndžerova, Johansenova, Gregori-Hansenova) nakon njenog eventualnog potvrđivanja podrazumevao ocenu i interpretaciju simetričnog modela korekcije greške, u slučaju postojanja kointegracije sa TAR/MTAR prilagođavanjem, ocenjuje se asimetrični oblik modela korekcije greške, odnosno sledeći sistem jednačina:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{t-i} + I_t \delta_1 \hat{e}_{t-1} + (1 - I_t) \delta_2 \hat{e}_{t-1} + u_{1t} \quad (55)$$

$$\Delta X_t = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^n \tilde{\alpha}_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \tilde{\beta}_i \Delta X_{t-i} + I_t \tilde{\delta}_1 \hat{e}_{t-1} + (1 - I_t) \tilde{\delta}_2 \hat{e}_{t-1} + u_{1t} \quad (56)$$

1.3. Koncept uzročnosti u ekonometriji

Najčešće korišćena operativna definicija uzročnosti u ekonometriji je Grejndžerova definicija (Granger, 1969) u kojoj vreme igra centralnu ulogu. Kako pomenuti autor navodi u praktičnom smislu gotovo da nema svrhe otpočinjati diskusiju o uzročnosti a da se u nju prethodno ne uvede faktor vremena, iako se isto pokušava u nekim filozofskim kontemplacijama.

Grejndžerovo poimanje uzročnosti (Granger, 1969) može se sumirati na sledeći način: varijabla X uzrokuje varijablu Y u smislu Grejndžera ako se sadašnja vrednost varijable Y može predvideti sa većom tačnošću korišćenem prošlih vrednosti varijable X nego bez njih, uz ostale nepromenjene uslove (*ceteris paribus*). Razume se, ako prethodne vrednosti varijable X ne doprinose značajnijem povećanju kvaliteta predviđanja varijable Y u odnosu na varijantu u kojoj se ta varijabla predviđa samo na osnovu sopstvenih prethodnih vrednosti tada se kaže da varijabla X ne uzrokuje varijablu Y u smislu Grejndžera. Takođe, bitno je napraviti distinkciju između pojmova Grejndžerove uzročnosti i pojma egzogenosti koji se često susreće u ekonometrijskim istraživanjima. U tom smislu, može se reći da je egzogenost jači uslov od uzročnosti imajući u vidu da se za varijablu X kaže da

je egzogena u odnosu na varijablu Y ukoliko X uzrokuje Y ali sa druge strane Y ne uzrokuje X.

Grandžerova uzročnost između dve varijable (Y i X) može se prikazati korišćenjem sledeće notacije:⁸²

$$MSE(\hat{Y}_t | U_{t-1}) < MSE(\hat{Y}_t | U_{t-1} \setminus X_{t-1}) \quad (57)$$

gde U_t označava skup svih prošlih i sadašnjih informacija u trenutku t, X_t je skup svih prošlih i sadašnjih informacija o varijabli X u trenutku t, odnosno $X_t = \{X_1, X_2, X_3, \dots, X_t\}$ i očigledno X_t je podskup U_t , Y_t je tekuća vrednost varijable Y dok je \hat{Y}_t nepristrasno predviđanje te varijable, MSE je srednja kvadratna greška predviđanja a operator „\“ („A\B“) znači „svi elementi A koji nisu B“.

Ukoliko relacija iz jednačine (57) važi tada se kaže da X uzrokuje Y u smislu Grejndžera. Kako primećuju Cota i Erjavec (Cota & Erjavec, 1995) u pomenutoj definiciji koristi se prilično širok pojam „sve informacije“ a na istraživaču je da odluči koje su to informacije koje su relevantne, a koje nisu. Prilikom praktičnog modeliranja najčešće se pretpostavlja da su relevantne samo one informacije koje su uključene u ekonometrijski model.

1.3.1. Grejndžerov test

Napopularniji test uzročnosti u empirijskim ekonometrijskim istraživanjima je Grejndžerov test. Pretpostavimo postojanje dve stacionarne vremenske serije X_t i Y_t i sledeći jednostavan bivarijantni model (Granger, 1969):

$$X_t = \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (58)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (59)$$

gde su α_j , β_j , γ_j i δ_j parametri modela dok su ε_t i η_t dve nezavisne i nekorelisane slučajne greške sa svojstvima belog šuma. U teoriji k može da bude beskonačno ali imajući u vidu konačne serije raspoloživih podataka za modeliranje u praksi je k uvek konačno i kraće od vremenskih serija koje su predmet konsideracije.

Prema ranije navedenoj definiciji Y uzrokuje X u smislu Grendžera ako je bar neki od ocenjenih parametara β_j ($j=1,2,\dots,m$) statistički značajno različit od nule. Slično tome, X uzrokuje Y u smislu Grejndžera ukoliko je bar jedan od ocenjenih vrednosti parametra γ_j različite od nule. Ukoliko se pokaže da Y uzrokuje X kao i da X uzrokuje Y tada se radi dvosmernoj uzročnosti odnosno o tzv. povratnoj vezi (engl. *feedback*) između posmatranih varijabli.

Testiranje pomenutih ograničenja o statistički značajnoj (ne)nultoj vrednosti određenih parametara najčešće se sprovodi u formi F-testa sa nultom hipotezom o nepostojanju odnosno alternativnom hipotezom o postojanju uzročnosti u smislu Grejndžera. Poređenjem izračunate F-statistike sa kritičnim (tabličnim) vrednostima donosi se odluka o

⁸² Opširnije pogledati u originalnom radu Grejndžera (Granger, 1969).

eventualnom odbacivanju nulte hipoteze na osnovu čega se na odgovarajućem nivou značajnosti može izvesti zaključak o prihvatanju postojanja Grejndžerove uzročnosti između posmatranih varijabli (u određenom pravcu).

1.3.2. Uzročnost u VAR modelu sa potencijalno integrisanim procesima

Ispitivanja uzročnosti prema Grejndžerovom testu opisanom u prethodnom poglavlju validno je samo za modele koji se zasnivaju isključivo na stacionarnim vremenskim serijama. Iz prethodnog sledi da ukoliko neku (ili sve) varijable koje su predmet istraživanja karakteriše svojstvo nestacionarnosti odnosno integrisanosti određenog (najčešće prvog) reda tada odgovarajuća procedura pre testiranja uzročnosti podrazumeva postupak diferenciranja integrisanih varijabli i formiranje modela sa odgovarajućim diferencama umesto sa originalnim vremenskim serijama podataka. Ipak, imajući na umu prethodno opisani koncept kointegracije takva procedura istovremeno znači zanemarivanje eventualnih dugoročnih ravnotežnih (kointegracionih) veza između varijabli od interesa i iz toga razloga može opravdano da se primenjuje samo ukoliko je prethodno potvrđeno da takve ravnotežne veze ne postoje. Sa druge strane, ako su varijable koje su predmet analize integrisane prvog reda a uz to i kointegrirane tada odgovarajući postupak podrazumeva ocenu modela korekcije greške i izvođenje zaključaka o eventualnom pravcu uzročnosti u smislu Grejndžera na osnovu njega.

Ipak, u praktičnim istraživanjima teško je sa odgovarajućim stepenom sigurnosti *a priori* odrediti da li su posmatrane varijable integrisane i kog reda, a zatim i da li su eventualno kointegrirane. Za donošenje takve odluke potrebno je sprovesti odgovarajuće predtestove⁸³ koji pod određenim okolnostima mogu imati slabu snagu i stoga voditi pristrasnim zaključcima. U tom smislu procedura za ispitivanje uzročnosti u smislu Grejndžera koja je robustna i u slučaju potencijalno integrisanih vremenskih procesa a koja je uvedena čuvenim radom Toda i Jamamota (Toda & Yamamoto, 1995) svakako je veoma dragocena.

Toda-Jamamoto (u daljem tekstu: TY) procedura testiranja bazirana je na proširenom VAR modelu i podrazumeva modifikovan WALD test (M-WALD). Zapravo, ideja TY postupka je da se pravilno određeni red VAR modela (k) uveća maksimalnim redom integrisanosti vremenskih serija koje se analiziraju (dmax) nakon čega se u takvom proširenom (k+dmax) modelu zatim sprovodi Grejndžerov test. Opšta specifikacija proširenog VAR (k+dmax) modela za dve varijable glasi:

$$X_t = \sum_{j=1}^{k+dmax} \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+dmax} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (60)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k+dmax} \gamma_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+dmax} \delta_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (61)$$

gde su α_j , β_j , γ_j i δ_j parametri modela, k je optimalan broj docnji u originalnom VAR modelu, dmax je maksimalan red integrisanosti varijabli X i Y a ε_t i η_t dve nezavisne i nekorelisane slučajne greške sa karakteristikama belog šuma.

Dragocenost TY procedure zasnovana je upravo na tome što se samim činom proširivanja na opisani način izbegava se mogući rizik greške prilikom određivanja reda integrisanosti

⁸³ Misli se na testove jediničnog korena, testove stacionarnosti, testove kointegracije.

serija i/ili (ne)utvrđivanja prisustva kointegracije. Naime, u okviru proširenog VAR modela specifikovanog jednačinama (60) i (61) može se pouzdano sprovesti Grejndžerov test uzročnosti budući da Valdova statistika (WALD) ima očekivanu asimptotsku raspodelu verovatnoće.

2. Podaci

2.1. Definisanje vremenskog horizonta istraživanja i odabir varijabli

U skladu sa teorijskim osnovama predstavljenim u okviru prvog dela, za empirijsko istraživanje korišćene su vremenske serije javnih prihoda (varijabla R), javnih rashoda (varijabla G), primarnog budžetskog salda (varijabla PB) i javnog duga (varijabla D⁸⁴). Pre ekonometrijskog modeliranja sve vremenske serije su deflacionirane BDP deflatorom⁸⁵ a zatim i izražene u procentu od realnog bruto domaćeg proizvoda. Takođe, imajući u vidu kvartalnu frekvenciju korišćenih podataka, sve vremenske serije su sezonski prilagođenje metodom TRAMO/SEATS.

Istraživanje se bazira na kvartalnim podacima i odnosi se na vremenski period od prvog kvartala 2015. godine do poslednjeg kvartala 2016. godine (2005Q1-2016Q4). Vremenske serije svih potrebnih podataka su pribavljene iz zvaničnih izvora koji uključuju nacionalna ministarstva finansija, centralne banke i zavode za statistiku kao i Eurostat. Detaljan prikaz izvora podataka uz elaboraciju specifičnosti obuhvata u pojedinim zemljama uzorka sledi u nastavku.

Za zemlje članice Evropske unije koje su obuhvaćene ovim istraživanjem (Poljska, Mađarska, Rumunija, Bugarska i Hrvatska) korišćene su vremenske serije javnih prihoda, javnih rashoda (primarnih i ukupnih) kao i javnog duga na nivou opšte države. Serija primarnog budžetskog salda predstavlja izračun autora na osnovu opisanih dostupnih podataka za javne prihode, ukupne i primarne javne rashode. Kada je reč o podacima za javni dug, u slučajevima Poljske, Mađarske, Bugarske, Rumunije i Hrvatske takođe su korišćene serije na nivou opšte države.

Kao što je već naglašeno, sve vremenske serije korišćene u istraživanju najpre su deflacionirane a zatim i dalje transformisane kako bi bile iskazane u procentu od realnog bruto domaćeg proizvoda. Serije javnih prihoda, javnih rashoda i primarnog budžetskog salda su iskazane u procentu odgovarajuće kvartalne vrednosti bruto domaćeg proizvoda, dok je serija javnog duga iskazana u procentu bruto domaćeg proizvoda na bazi pokretnih zbirova poslednja četiri kvartala.

Izvor vremenskih serija podataka za sve korišćene varijable u slučajevima emergentnih evropskih ekonomija članica EU predstavlja zvanična internet prezentacija Eurostat-a, a

⁸⁴ Kada je reč o varijabli D bitno je napomenuti da se u ovoj oznaci radi o nivou javnog duga iz prethodnog perioda. Dakle, varijabla PB se odnosi na primarni budžetski slado u periodu (t) dok se varijabla D odnosi na nivo javnog duga iz prethodnog (t-1) perioda, a sve u skladu sa teorijskim osnovama prezentovanim u okviru prvog dela ove disertacije, tačka 2.4. Funkcija fiskalne reakcije.

⁸⁵ BDP deflator je jedini deflator za koji su u odabranom vremenskom horizontu istraživanja dostupni podaci u potrebnoj frekvenciji za sve emergentne ekonomije iz uzorka.

podaci su za sve ekonomije dostupni u punom vremenskom intervalu koje targetira ovo istraživanje (2005Q1 – 2016Q4).

U slučaju Turske vremenske serije javnih prihoda kao i ukupnih i primarnih javnih rashoda na nivou opšte države dostupne su u potrebnoj frekvenciji za period počevši od prvog kvartala 2006. godine do poslednjeg kvartala 2016. godine. Iz pomenutog razloga, prilikom korišćenja TRAMO/SEATS metode ove dve serije su ekstrapolirane za 2005. godinu, kako bi se uključivanjem 4 observacije dobijene na ovaj način i istraživanje fiskalne održivosti u Turskoj moglo bazirati u punom dvanaestogodišnjem vremenskom intervalu 2005Q1 – 2016Q4.

Serija primarnog budžetskog salda predstavlja izračun autora na bazi dostupnih podataka za javne prihode, ukupne i primarne javne rashode. Identično kao i za ostale ekonomije iz uzorka, sve pomenute serije su deflacionirane a zatim i transformisane kako bi bile iskazane u procentu od bruto domaćeg proizvoda, a kao podloga za tu transformaciju korišćena je odgovarajuća kvartalna vrednost serije BDP-a. Izvor podataka za sve pomenute varijable je zvanična internet prezentacija Sekretarijata za Trezor, Vlade Republike Turske.

Nadalje, serija javnog duga na nivou opšte države u procentu od bruto domaćeg proizvoda na bazi pokretnih zbirova poslednja četiri kvartala takođe je dostupna na zvaničnoj internet prezentaciji Sekretarijata za Trezor Republike Turske, i to za period od poslednjeg kvartala 2005. godine do poslednjeg kvartala 2016. godine. Međutim, imajući u vidu da se serija javnog duga prema empirijskoj strategiji ovog rada koristi za modeliranje u kombinaciji sa serijom primarnog budžetskog salda, i pomenuta vremenska serija je prilikom korišćenja TRAMO/SEATS metode ekstrapolirana i za preostala tri kvartala 2005. godine.

Kada je reč o domicilnom slučaju, u empirijskom istraživanju koje sledi korišćeni su podaci o javnim prihodima i rashodima sektora opšte države koja obuhvata centralni nivo države (budžet Republike, Republički fond za penzijsko i invalidsko osiguranje, Republički fond zdravstvenog osiguranja, Nacionalnu službu za zapošljavanje, Fond za socijalno osiguranje vojnih osiguranika, javna preduzeća „Putevi Srbije” i „Koridori Srbije”) ali i lokalni nivo države (Autonomnu pokrajinu Vojvodinu, opštine i gradove).

Vremenska serija podataka za varijablu javnog duga obuhvata kako direktne tako i indirektne obaveze za unutrašnji i spoljni dug opšte države izuzimajući samo negarantovani dug lokalnog nivoa vlasti. Pomenuta serija negarantovanog duga lokalnog nivoa vlasti dostupna je tek od januara 2012. godine, i obzirom na tu činjenicu nije mogla biti uključena u ovo istraživanje. Ipak, negarantovani deo duga lokalnog nivoa vlasti je na kraju 2015. godine činio svega oko 1,5% ukupnog nivoa javnog duga opšte države, odnosno serija javnog duga opšte države koja je korišćena u ovom istraživanju (dakle ona koja neobuhvata negarantovani deo duga lokalnih samouprava) predstavlja 98,5% ukupnog duga opšte države što implicira se se svakako radi o odgovarajućoj aproksimaciji.

Izvor podatka za sve pomenute serije – javne prihode, javne rashode, primarne javne rashode i javni dug, je zvanična internet prezentacija Ministarstva finansija Republike Srbije. Serija primarnog budžetskog salda predstavlja izračun autora, i izvedena je na osnovu dostupnih podataka za ukupne javne rashode i rashode za otplatu kamata. Serija javnog duga opšte države je u originalnom izvoru bila dostupna samo u inostranoj valuti (evru) te je radi daljeg korišćena preračunata u nacionalnu valutu korišćenjem serije

srednjeg kursa dinara prema evru na kraju odgovarajućeg kvartala. Serija podataka o srednjem kursu preuzeta je sa zvanične internet prezentacije Narodne banke Srbije.

Sve vremenske serije korišćene u istraživanju su dalje deflacionirane BDP deflatorom a zatim i transformisane kako bi bile iskazane u procentu od realnog bruto domaćeg proizvoda. Identično kao i u ostalim emergentnim ekonomijama uzorka, serije realnih javnih prihoda, javnih rashoda i primarnog budžetskog salda su iskazane u procentu odgovarajuće kvartalne vrednosti realnog bruto domaćeg proizvoda dok je serija javnog duga iskazana u procentu realnog bruto domaćeg proizvoda na bazi pokretnih zbirova poslednja četiri kvartala. U pomenute svrhe korišćena je serija podataka o kvartalnom bruto domaćem proizvodu čiji je izvor zvanična internet prezentacija Republičkog zavoda za statistiku. Sve opisane serije podataka koje će biti korišćene za istraživanje u slučaju Republike Srbije dostupne su za celokupan period 2005Q1 – 2016Q4.

Konačno, prema metodologiji koju primenjuje Republika Makedonija opšti nivo države uključuje budžet centralnog nivoa vlasti, budžete Fondova socijalne sigurnosti i budžete lokalnog nivoa vlasti. Serije javnih prihoda i javnih rashoda na nivou opšte države u slučaju Makedonije nisu dostupne za ceo period za koji se vrši istraživanje u ovoj disertaciji, niti su u periodu u kome su dostupne iskazane na frekvenciji u kojoj su potrebne za ovo istraživanje. Iz tog razloga su, kao odgovarajuća aproksimacija korišćene serije javnih prihoda, javnih rashoda, primarnih javnih rashoda i konsekvntno (primarnog) budžetskog salda na nivou centralne države uz uključivanje fondova socijalne sigurnosti - Makedonskog Fonda za penzijsko i invalidsko osiguranje (mkd. *Фонд на пензиското и инвалидското осигурување на Македонија*), Makedonskog Fonda za zdravstveno osiguranje (mkd. *Фонд за здравствено осигурување на Македонија*) i Agencije za zapošljavanje Republike Makedonije (mkd. *Агенција за вработување на Република Македонија*). Izvor podataka za vremenske serije javnih prihoda, ukupnih javnih rashoda i rashoda za otplatu kamata su Bilteni Ministarstva finansija Republike Makedonije, dostupni na zvaničnoj internet prezentaciji tog Ministarstva, dok serije primarnih javnih rashoda i primarnog budžetskog salda predstavljaju izračun autora, i izvedena su na osnovu dostupnih podataka. Pomenute serije podataka dostupne su za period 2005Q1-2016Q4.

U cilju dosledne primene statističkog obuhvata pojedinih sektora države, a imajući u vidu obuhvat države u slučaju serija javnih prihoda i javnih rashoda Republike Makedonije, u istraživanju se koristi i serija javnog duga istog nivoa države (centralni nivo vlasti uz uključivanje fondova socijalne sigurnosti). Reč je svakako o odgovarajućoj aproksimaciji imajući u vidu da je, primera radi, na kraju 2015. godine javni dug centralnog nivoa države i fondova socijalne sigurnosti Makedonije iznosilo 99,5% javnog duga opšteg nivoa države. Drugim rečima, dug lokalnog nivoa vlasti, koji ja dakle u ovom istraživanju isključen iz obuhvata države, participirao je u istom periodu sa svega 0,5 procentnih poena.

Serija podataka o unutrašnjem i inostranom javnom dugu centralnog nivoa države i fondova socijalne sigurnosti Republike Makedonije dostupna je za period počevši od poslednjeg kvartala 2005. godine a zaključno sa poslednjim kvartalom 2016. godine. Iz pomenutog razloga, slično kao i u slučaju Turske, prilikom sezonskog prilagođavanja varijable D metodom TRAMO/SEATS su ekstrapolirane i vrednosti za preostala tri kvartala 2005. godine.

Izvor podataka za vremensku seriju javnog duga predstavljaju odgovarajući brojevi Biltena Ministarstva finansija Republike Makedonije, u okviru kojih je odnosna varijabla iskazana

u inostranoj valuti. U svrhu transformacije pomenute serije u nacionalnu valutu Makedonije korišćena je serija deviznih kurseva denar/euro na kraju odgovarajućih kvartala, čiji je izvor zvanična internet prezentacija Eurostat-a.

Serije realnih javnih prihoda, javnih rashoda i primarnog budžetskog salda iskazane su u procentu od realnog bruto domaćeg proizvoda odgovarajućeg kvartala, dok je prilikom transformacije serije javnog duga korišćen bruto domaći proizvod na bazi pokretnih zbirova poslednja četiri kvartala. Serija podataka za kvartalni bruto domaći proizvod preuzeta je sa zvanične internet prezentacije Državnog zavoda za statistiku Republike Makedonije.

Na samom kraju, bitno je napomenuti da su u okviru dela koji se odnosi na modeliranje funkcije fiskalne reakcije i ispitivanje monetarne vs. fiskalne dominantnosti režima, osim varijabli od neposrednog interesa (PB i D), a u skladu sa teorijskim osnovama, uključene i dodatne (stacionarne) varijable koja nastoje da obuhvate efekat poslovnog ciklusa (odnosno proizvodni jaz) kao i efekat privremene javne potrošnje. Ciklična komponenta od trenda u oba slučaja je razdvojena korišćenjem Hodrick-Preskotovog filtera (Hodrick & Prescott, 1997) a varijable jaza (u oznaci `out_gap` i `exp_gap`) su konstruisane kao relativni odnos ciklične komponente i trenda.

2.2. Mogućnosti i ograničenja raspoloživih podataka

Ekonometrijsko modeliranje makroekonomskih fenomena u emergentnim ekonomijama je delikatan i nimalo lak zadatak. Jedan od osnovnih izazova na tom putu svakako se odnosi na dostupnost svih potrebnih podataka za željeno empirijsko istraživanje. Naime, vremenske serije podataka u emergentnim ekonomijama su neretko veoma kratke i obiluju strukturnim lomovima izazvanim makroekonomskom nestabilnošću, hiperinflacijom a ponekad čak i ratovima ili teritorijalnim sporovima. Takođe, usled nedovoljno razvijenih institucija kao i permanentnog procesa usklađivanja sa međunarodnim statističkim standardima, vremenske serije za pojedine varijable su ponekad i nekonzistentne, u smislu dostupnosti sukcesivnih, relativno kratkih, serija opservacija o pojedinoj varijabli od interesa - ali po različitim metodologijama. Sve prethodno navedeno je naročito karakteristično za varijable koje se tiču državnih finansija, a sve u kontekstu napora za povećanom transparentnošću fiskalnog procesa emergentnih ekonomija (uključivanje rashoda „ispod crte“ u budžetski saldo, verodostojno prikazivanje gubitaka javnih i kvazi-javnih preduzeća, obuhvat pojedinih nivoa vlasti, tretman prihoda od privatizacije, *itd.*)

Takođe, na ovom mestu je važno napomenuti da preostale tri ekonomije koje prema aktuelnoj klasifikaciji Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2016a) pripadaju grupi emergentnih evropskih ekonomija (engl. *Emerging and Developing Europe*) - Albanija, Bosna i Hercegovina i Crna Gora nisu mogle biti obuhvaćene istraživanjem u okviru ove disertacije i to isključivo iz razloga dostupnosti dovoljno dugačkih i konzistentnih vremenskih serija podataka o svim varijablama potrebnim za ekonometrijsko modeliranje održivosti fiskalne politike.

U svetlu elaboriranih ograničenja u smislu dostupnosti i kvaliteta potrebnih podataka treba posmatrati i vremensku dimenziju na koju se ovo istraživanje odnosi. Ipak, odabrani vremenski horizont istraživanja može se oceniti kao dovoljno dug da bi predstavljao

odgovarajuću podlogu za ekonometrijsko modeliranje a ujedno i kao dovoljno relevantan u smislu neobuhvatanja u određenim slučajevima pred-tranzicionih podataka koji obiluju strukturnim lomovima i koji su nam stoga u ovom slučaju od malo odnosno nimalo interesa. Iz vremenskog okvira istraživanja neposredno sledi i izbor frekvencije za odabrane varijable. U tom smislu, kvartalne opservacije su se nametnule kao optimalan izbor između godišnjih opservacija koje su za pojedine zemlje bile nedostupne u dužini koja je minimalno potrebna (a uvažavajući ekonometrijsku metodologiju koja se primenjuje u ovoj disertaciji) i mesečnih opservacija koje ne odražavaju pravu prirodu makro-fiskalnih procesa.

Uvažavajući sve prethodno, rezultate ovog istraživanja, a konsekvntno i zaključke koji su na osnovu njih izvedeni, svakako je potrebno posmatrati kroz prizmu (relativno kratkog) vremenskog okvira istraživanja. Ipak, kako novi podaci postanu dostupni, istraživanje je moguće proširiti ekonometrijskim tehnikama koje uključuju više od jednog strukturnog prekida kako u testovima jediničnog korena tako i prilikom ispitivanja kointegracije.

2.3. Deskriptivna statistika i preliminarna analiza podataka

Nakon prikupljana potrebnih podataka, a pre pristupanja ekonometrijskom modeliranju, važan korak svakog empirijskog istraživanja odnosi se na sagledavanje statističkih atributa posmatranog uzorka. U tom smislu nezaobilazna je preliminarna analiza prikupljenih podataka koja podrazumeva njihovo uređivanje i tabelarno ili grafičko prikazivanje. Takođe, na osnovu originalnih vrednosti i njihovog rasporeda i frekvencije u okviru preliminarne analize podataka formulišu se i određeni numerički pokazatelji koji na sintetizovan način prikazuju posmatranu vremensku seriju kao celinu. Pomenute numeričke vrednosti deskriptivne statistike podrazumevaju tri grupe pokazatelja: mere centralne tendencije (srednje vrednosti), mere disperzije (varijacije, raspršenosti) i mere oblika rasporeda (asimetrija, spljoštenost).

Uzimajući u obzir broj posmatranih varijabli kao i vremensku dimenziju istraživanja u ovoj disertaciji, tabelarni prikaz izračunatih vrednosti odabranih pokazatelja deskriptivne statistike prikupljenih podataka izabran je kao najracionalniji oblik prezentovanja koji omogućava jasno i precizno sagledavanje i upoređivanje karakteristika odabranih obeležja.

Tabele br. 18 do 21. prikazuju deskriptivnu statistiku prikupljenih opservacija o vremenskom kretanju serija javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u analiziranom periodu i po odabranim emergentnim ekonomijama. Kada je reč o numeričkim vrednostima deskriptivne statistike u okviru grupe mera centralne tendencije prikazana je aritmetička sredina kao izračunata srednja vrednost koja na specifičan način reprezentuje celokupnu statističku masu, i medijana kao srednja vrednost po položaju koja celokupnu seriju podataka deli na dva dela od kojih tačno jedna polovina ima vrednost manju od medijane dok druga polovina ima vrednost veću od medijane. U slučaju da određenu vremensku seriju karakteriše postojanje jedne ili više srazmerno većih ekstremnih vrednosti medijana može biti precizniji pokazatelj centralne tendencije od aritmetičke sredine. Kao mera raspršenosti ili disperzije odnosno odstupanja pojedinih podataka od aritmetičke sredine prikazana je standardna devijacija. Konačno u okviru segmenta deskriptivne analize oblika rasporeda posmatranih vremenskih serija prikazani su pokazatelji asimetrije i spljoštenosti (zaobljenosti) rasporeda.

Analizirajući prosečne vrednosti za varijablu R (tabela br. 18) komparativno po odabranim emergentnim ekonomijama može se zapaziti da Mađarska ima srazmerno najveće učešće javnih prihoda u BDP-u (45,3%) dok je u slučaju Turske ono dvostruko niže (20,9%). Visoko učešće javnih prihoda u bruto domaćem proizvodu primetno je i kod Srbije (42,2%) kao i kod Poljske (39,5%). Sa druge strane, kada je reč o javnim rashodima (tabela br. 19), Mađarska ponovo prednjači sa javnim rashodima koji u posmatranom periodu prosečno iznose blizu 50% BDP-a. Sledi Hrvatska sa javnim rashodima od 47,1% BDP-a, a zatim Srbija (45,7%) i Poljska (43,5%). Sve ostale emergentne ekonomije u proseku beleže učešća značajno ispod 40% BDP-a, dok se u slučaju Turske ponovo zapaža najniže prosečno učešće u analiziranom periodu.

Tabela 18. Deskriptivna statistika za varijablu R u odabranim emergentnim ekonomijama

	Prosečna vred.	Medijana	Stand. devijac.	Asimetrija	Spljoštenost
Poljska	39,488	39,056	13,315	0,627	2,870
Turska	20,923	20,877	0,829	0,275	2,599
Mađarska	45,287	45,222	2,077	0,620	6,370
Rumunija	33,283	33,228	1,414	0,066	2,654
Bugarska	36,221	36,161	2,608	-0,372	2,521
Hrvatska	42,689	42,231	2,157	0,977	3,467
Srbija	42,226	42,157	1,641	-0,162	1,819
Makedonija	30,125	30,290	1,963	0,279	2,280

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 19. Deskriptivna statistika za varijablu G u odabranim emergentnim ekonomijama

	Prosečna vred.	Medijana	Stand. devijac.	Asimetrija	Spljoštenost
Poljska	43,510	43,586	1,495	-0,056	1,718
Turska	22,648	22,342	1,631	1,534	3,926
Mađarska	49,421	49,288	1,278	0,153	2,459
Rumunija	36,891	37,234	3,429	-1,844	11,288
Bugarska	37,061	36,038	4,062	1,524	5,509
Hrvatska	47,095	47,676	1,681	-0,109	2,214
Srbija	45,722	45,747	2,311	-0,515	3,992
Makedonija	32,294	32,017	1,820	2,096	10,789

Izvor: samostalna izrada autora

Takođe, posmatrajući deskriptivnu statistiku za vremenske serije javnih prihoda (varijabla R) i javnih rashoda (varijable G) u analiziranom periodu, zapaža se da su u okviru svih odabranih zemalja prosečna vrednost i medijana srazmerno blizu što ukazuje na odsustvo značajnih ekstremnih vrednosti. Takođe, većina serija ima relativno simetričnu distribuciju osim serije javnih prihoda u slučaju Poljske, Mađarske i Hrvatske i serije javnih rashoda u slučaju Turske, Bugarske i Makedonije koje su blago do izrazito pozitivno asimetrične, odnosno serije javnih rashoda u Rumuniji koja ispoljava snažnu negativnu asimetriju.

Kada je reč o varijablama primarnog budžetskog salda i javnog duga (tabela br. 20 i 21), u pojedinim slučajevima su primetna odstupanja prosečnih vrednosti serija i odgovarajućih medijana što ukazuje na prisustvo srazmerno većeg broja ekstremnih vrednosti. Takođe, posmatrajući prosečne vrednosti zapaža se da je u analiziranom periodu u proseku najbolji primarni budžetski rezultat beležila Turska. Dodatno, analizom medijane zapaža da je u slučajevima Turske, Mađarske i Bugarske više od polovine analiziranog vremena primarni budžetski saldo bio u zoni suficita dok je u ostalim emergentnim ekonomijama koje su predmet istraživanja budžet najveći deo vremena bio u deficitu. Srbija u segmentu mera centralne tendencije varijable primarnog budžetskog salda beleži najlošiji rezultat – prosečan primaran deficit od 1,7% BDP-a i medijanu od čak -2,6% BDP-a.

Tabela 20. Deskriptivna statistika za varijablu PB u odabranim emergentnim ekonomijama

	Prosečna vred.	Medijana	Stand. devijac.	Asimetrija	Spljoštenost
Poljska	-1,762	-1,447	1,630	-1,301	5,097
Turska	2,169	1,617	1,841	0,554	2,081
Mađarska	-0,166	0,438	2,953	-0,952	3,866
Rumunija	-2,271	-2,031	3,502	0,887	7,238
Bugarska	0,062	0,119	2,944	-0,408	3,347
Hrvatska	-1,683	-1,627	2,248	0,426	2,920
Srbija	-1,709	-2,595	2,511	0,534	2,266
Makedonija	-1,295	-1,815	2,003	0,289	2,398

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 21. Deskriptivna statistika za varijablu D u odabranim emergentnim ekonomijama

	Prosečna vred.	Medijana	Stand. devijac.	Asimetrija	Spljoštenost
Poljska	50,050	50,375	3,871	-0,216	2,102
Turska	38,296	38,261	8,169	0,496	2,456
Mađarska	73,763	76,925	7,082	-0,530	1,701
Rumunija	26,345	29,014	10,909	-0,190	1,276
Bugarska	19,904	17,349	6,393	0,721	2,160
Hrvatska	59,374	57,238	19,065	0,246	1,455
Srbija	48,499	46,485	15,058	0,301	1,927
Makedonija	30,109	31,613	6,028	-0,156	1,703

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, kako se zapaža iz tabela br. 20 i 21. sve serije podataka varijabli PB i D su relativno simetrične. Umereni stepen asimetrije prisutan je kod varijable primarnog budžetskog salda u slučajevima Mađarske i Rumunije kao i kod varijable javnog duga u slučaju Bugarske, dok je nešto jača asimetrija u levo prisutna jedino kod serije primarnog budžetskog salda u slučaju Poljske. Dodatno, serije poljskog i rumunskog primarnog budžetskog salda su izrazito izdužene što ukazuje da ovim slučajevima postoji statistički signifikantno odstupanje od normalnog rasporeda u smislu postojanja velikog broja ekstremno velikih vrednosti, velikog broja ekstremno malih vrednosti odnosno relativno

mala koncentracija opservacija oko srednje vrednosti. Takođe, serija javnog duga u svim odabranim emergentnim ekonomijama ispoljavaju blagu do umerenu spljoštenost.

3. Hipoteze i empirijska strategija

Glavni istraživački cilj ove disertacije je ocena (stepena) održivosti fiskalne politike u odabranim emergentnim ekonomijama. Ideja je da se korišćenjem odgovarajućih ekonometrijskih metoda i polazeći od različitih teorijskih uporišta prikupe empirijski dokazi koji će omogućiti sagledavanje fenomena fiskalne održivosti sa različitih aspekata. U skladu sa glavnim istraživačkim ciljem ali i sa teorijskim osnovama predstavljenim u okviru prvog dela ove disertacije, kao i sa pregledom relevantne empirijske literature koja se tiče predmetne problematike, definisana je sledeća glavna hipoteza istraživanja:

H₀: Fiskalna politika je slabo održiva u odabranim emergentnim ekonomijama.

Takođe, formulisane su i sledeće pomoćne (operativne) hipoteze istraživanja, koje targetiraju glavne determinante očekivane slabe održivosti fiskalne politike, i koje postaju fokus ekonometrijskog dela istraživanja u okviru kojeg će biti testirane za slučaj svake od odabranih ekonomija pojedinačno:

H₀₁: Postoji slaba forma intertemporalne fiskalne održivosti.

H₀₂: Izvori fiskalnih neravnoteža su na rashodnoj strani budžeta.

H₀₃: Primenjene mere fiskalne konsolidacije su imale ograničene efekte.

H₀₄: Fiskalni disbalansi vrše negativne pritiske na nivo cena.

Imajući na umu opisane hipoteze, izvedena je strategija za empirijsko istraživanje, koja se sastoji od četiri sukcesivna koraka, od kojih svaki ima svoj primenjeni (operativni) cilj:

1. Kointegraciona analiza veza na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi ima za cilj da ukaže da li je fiskalna politika u posmatranim nacionalnim ekonomijama vođena u skladu sa intertemporalnim budžetskim ograničenjem;

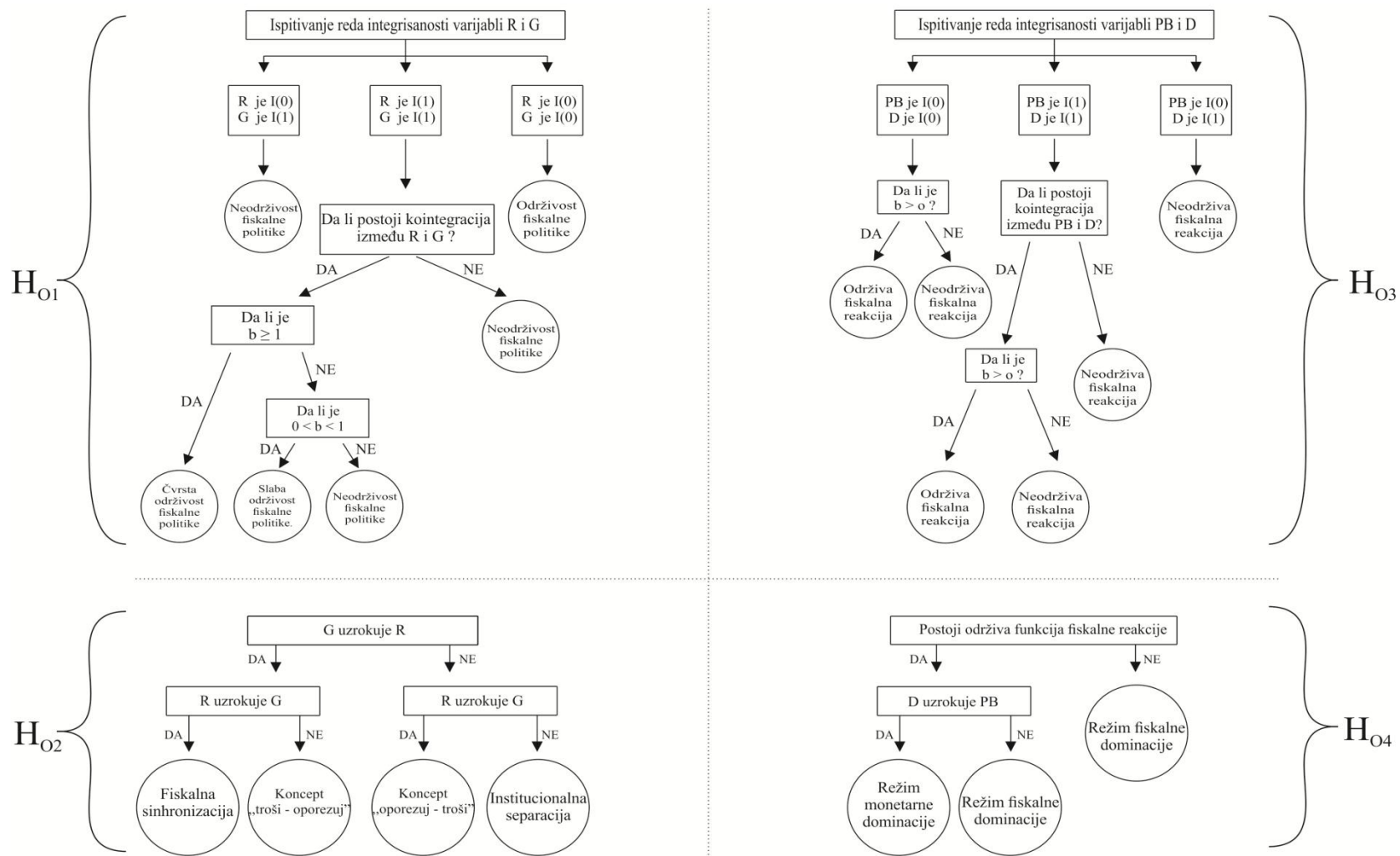
2. Istraživanje pravca uzročnosti između serija javnih prihoda i javnih rashoda ima za cilj da utvrdi izvore budžetskog disbalansa u svakoj pojedinačnoj ekonomiji, i konsekvantno da ukaže na ekonomsko-političke implikacije za prilagođavanje i konsolidaciju;

3. Modeliranje funkcije fiskalne reakcije ima za cilj da ispita da li su mere fiskalne konsolidacije koje su kreatori ekonomske politike u posmatranom vremenskom intervalu preduzimali bile odgovarajuće, odnosno u kom stepenu su efekti pomenutih napora za konsolidaciju bili uspešni;

4. Analiza uzročnosti između primarnog budžetskog salda i javnog duga ima za cilj da otkrije da li postoje indicije za sumnju da je deo fiskalnog prilagođavanja u svakoj konkretnoj ekonomiji ostvaren na ne-fiskalnim osnovama, odnosno kroz endogeno prilagođavanje nivoa cena.

Algoritam sa prikazom sva četiri sukcesivna koraka koji čine esenciju empirijskog istraživanja sprovedenog u okviru ove disertacije prezentovan je na ilustraciji br. 5.

Ilustracija 5. Prikaz algoritama sa četiri koraka istraživanja



Izvor: samostalna izrada autora

Pridavajući dužnu pažnju specifičnostima ekonomskog ali i šireg političkog i socijalnog konteksta odabranih ekonomija, svakako se očekuje da se rezultati istraživanja u izvesnoj meri razlikuju od slučaja do slučaja. Ipak, kada je reč o prvom operativnom cilju odnosno o prvoj pomoćnoj hipotezi ni u jednoj ekonomiji iz uzorka u posmatranom vremenskom intervalu se ne očekuje prisustvo čvrste održivosti fiskalne politike u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja ali se, sa druge strane, ipak očekuje da će najveći broj zemalja zabeležiti neku formu slabe fiskalne održivosti, naročito kada se u obzir uzmu analize zasnovane na ekonometrijskim metodama koje uvažavaju prisustvo strukturnog loma u vremenskim serijama. U smislu korišćene ekonometrijske metodologije, a u skladu sa teorijskim osnovama izloženim u okviru prvog dela ove disertacije, to zapravo znači da se očekuje postojanje kointegracione veze između javnih prihoda i javnih rashoda uz ocenu parametra b iz jednačine (14) u intervalu između nule i jedinice.

Kada je reč o pitanju uzročnosti između javnih prihoda i javnih rashoda, odnosno o drugoj pomoćnoj hipotezi istraživanja (H_{02}), očekuje se da će u većini zemalja ona biti samo jednosmerna, i to u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Ovaj vid uzročnosti zapravo sugerise validnost koncepta „troši-oporezuj“ u periodu analize, odnosno apostrofira sklonost kreatora ekonomske politike da prvo donose odluke o javnim rashodima a tek potom one koje se tiču poreske politike, što nadalje nedvosmisleno ukazuje da se izvori budžetskih disbalansa nalaze na strani javne potrošnje. Pomenuto takođe govori u prilog slaboj održivosti fiskalne politike u smislu činjenice da nakon potrošnje kreatori ekonomske politike ponekad nisu u mogućnosti da prikupe potreba sredstva za njeno finansiranje na redovan način (oporezivanjem), što rezultira fiskalnim deficitima i potencijalno neodrživim fiskalnim putanjama.

U kontekstu teorijskog modela funkcije fiskalne reakcije održivost fiskalne politike u smislu ekonometrijskih uslova podrazumeva prisustvo kointegracije između primarnog budžetskog salda i javnog duga uz pozitivnu i signifikantnu ocenu parametra ρ iz jednačine (17). Međutim, u okviru ovog istraživanja ni u jednoj od ekonomija se ne očekuje ispunjenost svih pomenutih uslova u celokupnom periodu istraživanja. Sa druge strane, ipak se očekuju dokazi koji bi išli u prilog nekom obliku adekvatne fiskalne reaktivnosti (npr. postojanje kointegracije i pozitivan ali slabo signifikantan parametar ρ ili postojanje kointegracije i jaka reakcija u delu ispitivanog perioda uz značajno slabljenje nakon endogeno određenog strukturnog prekida). U tom smislu, treća pomoćna hipoteza ne podrazumeva direktnu suprotnost održivoj fiskalnoj reakciji (dakle neadekvatnu odnosno neodrživu reakciju) već postulira postojanje nekog oblika adekvatnog ali ograničenog odgovora primenjenih mera fiskalne politike.

Konačno, četvrti korak empirijske strategije podrazumeva ispitivanje širih karakteristika ekonomskog režima, u smislu monetarne *versus* fiskalne dominacije. Ovaj korak se neposredno nadovezuje na prethodni imajući u vidu da odsustvo adekvatne funkcije fiskalne reakcije, u skladu sa teorijskom literaturom, neposredno implicira postojanje fiskalno dominantnog režima. Međutim, i u okviru scenarija u kome postoji održiva funkcija fiskalne reakcije moguća je fiskalna dominacija ukoliko se dokaže postojanje uzročnosti koja ide od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu ali ne i u suprotnom pravcu. Otkrivanje fiskalne dominacije nadalje ukazuje da negativni efekti koji proizilaze iz (kontinuiranih) disbalansa između javnih prihoda i javnih rashoda imaju tendenciju da se šire i izvan fiskalne sfere što nadalje može predstavljati značajan ograničavajući faktor u kontekstu napora za očuvanjem makroekonomske (a u okviru nje prevashodno monetarne) stabilnosti.

Na kraju tačke o empirijskoj strategiji važno je dati nekoliko napomena koje se tiču bližih karakteristika primene ranije opisanih ekonometrijskih tehnika. Naime, prilikom ispitivanja reda integrisanosti vremenskih serija ADF i DF-GLS testovima jediničnog korena, broj docnji je određen metodom „od opšteg ka pojedinačnom“ uz maksimalan broj od 6. U slučaju KPSS testa stacionarnosti korišćen je Bartletov prozor i Njuji Vest kriterijum, dok je prilikom primene VP testova jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma broj docnji određen korišćenjem Švertove formule koja polazi od frekvencije korišćenih podataka. Takođe, bitno je napomenuti da su prilikom ispitivanja reda integrisanosti vremenskih serija od interesa, korišćeni i drugi kriterijumi izbora broja donji sa ciljem unakrsnog ispitivanja izvučenih zaključaka. Međutim, u najvećem broju slučajeva rezultati su bili robustni bez obzira na promene u specifikacijama, a slučajevi u kojima su postojala izvesna odstupanja detaljnije su obrazloženi u tekstu koji prati numeričke rezultate.

Kada je reč o testovima kointegracije, prilikom primene Engl-Grejdžerove procedure broj docnji određen je korišćenjem metode „od opšteg ka pojedinačnom“ (videti npr. Ng & Perron, 1995) uz korišćenje maksimalnog broja od 6 docnji, dok je u slučaju Johansenove metode inicijalni red VAR modela na kome su bazirani testovi kointegracije određen primenom Švarcovog informacionog kriterijuma. Nad dobijenim modelom zatim su sprovedeni dijagnostički testovi, a u pojedinim slučajevima red VAR modela je povećavan sve dok reziduali nisu ispoljili zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva u smislu normalnog rasporeda, homoskedastičnosti i odsustva autokorelacije. Prilikom izbora determinističkih komponenti praćen je tzv. Prantula princip kako je i sugerisano u Johansenovim radovima (npr. Johansen, 1992). Kod implementacije Gregori-Hansenovih ali i testova kointegracije u prisustvu asimetričnog (TAR/MTAR) prilagođavanja optimalni broj docnji je baziran na Švarcovom info kriterijumu. Takođe, kada je reč o TAR/MTAR testovima u kontekstu jednačine (52) u ovoj disertaciji biće korišćeni reziduali iz kointegracione relacije koja uvažava prisustvo strukturnog loma (dakle iz jednačina 48, 49 ili 50 u zavisnosti od konkretnih ekonometrijskih dokaza, što će na odgovarajućem mestu biti posebno obrazloženo) osim u slučajevima u kojima GH testovi ne pruže dovoljno jake argumente za takav vid kointegracije. U tim slučajevima biće korišćeni reziduali iz EG procedure.

Prilikom ocene parametara modela DOLS metodom, maksimalni broj prethodnika i sledbenika prve diference nezavisne varijable inicijalno je određen prema Stok-Votsonovoj (Stock & Watson, 1993) formuli ($q = \text{Int}(T^{1/3}) \approx 3$) a zatim je taj broj sukcesivno umanjivan. Nakon ispitivanja svih potencijalnih kombinacija broja prethodnika i sledbenika do maksimalnih (q,q) konačna odluka je donesena analizom ekonometrijskih svojstava različitih modela odnosno na osnovu rezultata dijagnostičkih testova. Takođe bitno je napomenuti da su u okviru svih tabela sa ocenjenim parametrima izabranih modela prikazane standardne greške koje su robustne u prisustvu autokorelacije i heteroskedastičnosti (engl. *heteroskedasticity-autocorrelation consistent, HAC*) pri čemu je u tom smislu korišćen Bartletov prozor i 6 docnji ($\text{Int}(T^{1/2}) \approx 6$) kako i predlažu Njuji i Vest (Newey & West, 1987). Konačno, u različitim fazama istraživanja, a u cilju ocene adekvatnosti izabranih modela, prezentovani su rezultati različitih dijagnostičkih testova. Konkretno, reč je pre svega o Žark-Bera (*Jarque-Bera*, u daljem tekstu: JB) testu koji pruža uvid u prisustvo normalnog rasporeda reziduala modela, ali i o Ljung-Boks (*Ljung-Box*, u daljem tekstu: LB) testovima normalnih i kvadriranih reziduala koji ukazuju na eventualno prisustvo autokorelacije ili heteroskedastičnosti do određenog broja (Q) docnji.

4. Rezultati

U okviru četvrte tačke trećeg dela ove disertacije prikazani su rezultati empirijskog istraživanja održivosti fiskalne politike u skladu sa teorijskim osnovama izloženim u prvom delu odnosno ekonometrijskom metodologijom analize vremenskih serija i empirijskom strategijom predstavljenim u okviru prve odnosno treće tačke trećeg dela. Rezultati ekonometrijskog istraživanja su najpre prezentovani za svaku ekonomiju pojedinačno, dok je u okviru poslednje tačke trećeg dela ove disertacije prikazana šira diskusija dobijenih rezultata, uz komparativnu analizu u okviru odabranih emergentnih evropskih ekonomija i neizostavno formulisanje odgovarajućih preporuka za ekonomsku politiku u svakoj od njih.

4.1. Poljska

Polazni korak ekonometrijskog ispitivanja održivosti fiskalne politike odnosi se na ispitivanje reda integrisanosti vremenskih serija korišćenih u istraživanju. Kako je detaljno objašnjeno u metodološkom delu, u pomenutu svrhu korišćeni su sledeći testovi: prošireni Diki-Fulerov test jediničnog korena (u daljem tekstu: ADF test), test jediničnog korena predložen od strane Eliota, Rotenberga i Stoka (u daljem tekstu: DF-GLS test) i Kijatovski-Filips-Šmit-Šin test stacionarnosti (u daljem tekstu: KPSS test). Rezultati pomenutih testova za varijable⁸⁶ javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u slučaju Poljske prikazani su u tabeli br. 22.

Tabela 22. Poljska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijabla	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-1,609 (2)	-2,003 (3)	0,127 (5)
G	-1,482 (4)	-1,478 (4)	0,238 (2)
PB	-1,529 (1)	-1,576 (1)	0,221 (2)
D	-2,156 (1)	-2,214 (1)	0,179 (2)
Δ R	-8,111 (1)	-1,885 (2)	0,077 (4)
Δ G	-4,410 (3)	-4,289 (3)	0,105 (1)
Δ PB	-10,734 (0)	-10,726 (0)	0,087 (1)
Δ D	-5,580 (0)	-5,144 (0)	0,074 (1)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

⁸⁶Napomena: Varijable su konstruisane na način koji je detaljno objašnjen u delu o podacima. U tom smislu kada se u okviru sekcije o rezultatima na primer govori o varijabli javnih prihoda (R) misli se na sezonski prilagođenu vremensku seriju realnih javnih prihoda u procentu od realnog bruto domaćeg proizvoda, pri čemu analogna formulacija važi i za preostale tri varijable. Opširnije pogledati u okviru tačke 2.1. Definisane vremenskog horizonta istraživanja i odabir varijabli.

Rezultati ADF testa za sve varijable u nivoima sugerišu da se uz rizik greške od 5% ne može odbaciti nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena u vremenskim serijama, a na isti zaključak upućuju i rezultati DF-GLS testa. Dodatno, rezultati KPSS testova za varijable u nivoima govore u prilog odbacivanju nulte hipoteze o stacionarnosti na nivou statističke signifikantnosti od 5% za serije javnih rashoda, primarnog budžetskog salda i javnog duga, dok se u slučaju varijable javnih prihoda pomenuta hipoteza takođe može odbaciti ali uz nešto niži nivo pouzdanosti.

Sa druge strane, ADF i KPSS testovi za sve ispitivane serije u prvim diferencima sugerišu da iste ispoljavaju svojstvo stacionarnosti uz rizik greške od 5%. Takođe, DF-GLS test navodi na isti zaključak za varijable G, PB i D dok je za varijablu R pomenuti rezultat robustan tek uz nešto viši nivo greške (10%).

Imajući u vidu mogućnost postojanja strukturnih prekida u vremenskom intervalu na koji se odnosi ovo istraživanje, nivo integrisanosti vremenskih serija od interesa ispitan je i testovima jediničnog korena koji uzimaju u obzir potencijalno prisustvo strukturnog loma. Testovi predloženi od strane autora Voglsanga i Perona (u daljem tekstu: VP testovi) i to kako za aditivni (AO) tako i za inovacijski (IO) model strukturnog prekida prikazani su u tabeli br. 23.

Tabela 23. Poljska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijabla	VP(IO)	T _b	VP(AO)	T _b
R	-5,142	2008Q4	-4,683	2008Q1
G	-5,015	2007Q4	-4,530	2009Q2
PB	-3,655	2008Q2	-2,839	2008Q4
D	-3,201	2008Q4	-3,194	2009Q3

Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

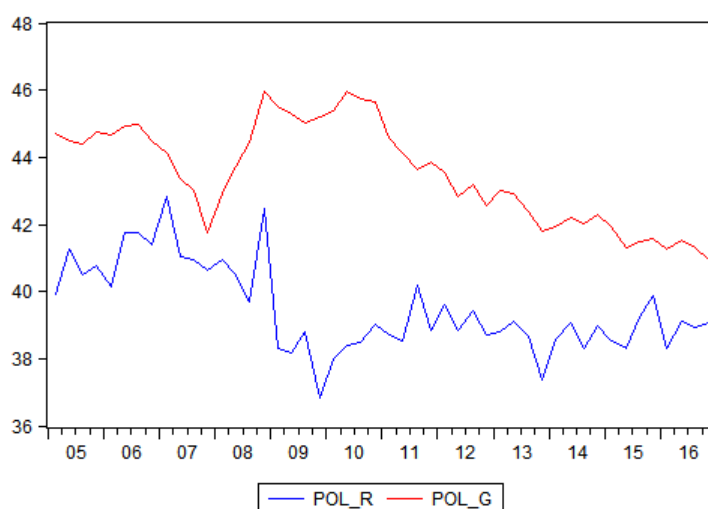
VP testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma dodatno potvrđuju rezultate dobijene primenom ADF, DF-GLS i KPSS testova. Naime, u svim posmatranim serijama, za endogeno identifikovane datume strukturnog prekida (T_b) nije moguće odbaciti nultu hipotezu o postojanju jediničnog korena u korist alternativne formulacije o stacionarnosti uz prisustvo strukturnog loma, a pomenuti rezultat je robustan za oba modela strukturnog prekida (AO i IO).

Svi prezentovani dokazi govore u prilog zaključku da su varijable korišćene u istraživanju fiskalne održivosti u Poljskoj integrisane prvog reda, odnosno da se može pristupiti ispitivanju potencijalnih kointegracionih svojstava na relacijama javni prihodi *versus* javni rashodi (model intertemporalnog budžetskog ograničenja) i primarni budžetski slado *versus* javni dug (funkcija fiskalne reakcije).

Testiranje hipoteze H_{01}

Grafički prikaz kretanja serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u analiziranom vremenskom intervalu u Poljskoj (grafikon br. 19.) nedvosmisleno ukazuje na postojanje jaza između ove dve varijable. Takođe, sa istog grafikona se zapaža nekoliko karakterističnih trendova. Naime, jaz između prihodne i rashodne strane budžeta se u prvom periodu analize (2005-2008.) smanjuje, zatim se u drugom periodu (2008-2011.) povećava, da bi konačno u trećoj etapi (2012-2016.) ponovo ispoljio tendenciju smanjivanja. Takođe, u celokupnom periodu analize javni rashodi prevazilaze raspoložive javne prihode. Sve pomenuto već i intuitivno ukazuje na slabu održivost fiskalne pozicije Poljske u posmatranom razdoblju.

Grafikon 19. Poljska: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Formalno testiranje održivosti fiskalne politike u Poljskoj počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u skladu sa modelom intertemporalnog budžetskog ograničenja. U prvom koraku, postojanje kointegracije se testira primenom Engl-Grejdžerove procedure (tabela br. 24).

Tabela 24. Poljska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-6,085	0,000	-40,771	0,000
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-1,979	0,544	-7,284	0,521

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 24. izračunate vrednosti EG tau- i z-statistike u modelu sa konstantom i trendom sugerišu da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije između poljskih serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) može odbaciti u korist alternativne hipoteze o postojanju kointegracije sa visokim nivoom statističke signifikantnosti. Sa druge strane, u modelu koji uključuje samo konstantu empirijski dokazi ipak idu u prilog nultoj hipotezi koja isključuje kointegraciju (tabela br. 24).

Radi provere robusnosti rezultata dobijenih EG procedurom, potencijalna kointegrisanost između varijabli od interesa u narednom koraku je testirana Johansenovom procedurom koja se bazira na vektorskom autoregresivnom modelu. U tom smislu, pre samog testiranja, određen je optimalni broj pomaka u VAR modelu. Inicijalna odluka je bazirana na Švarcovom informacionom kriterijumu, ali je naknadnim dijagnostičkim testiranjem utvrđeno prisustvo autokorelacije u rezidualima u svim VAR modelima nižeg reda pa je za dalje testiranje kao optimalan izabran model petog reda – VAR(5), čiji reziduali imaju zadovoljavajuće ekonometrijske karakteristike u smislu normalnog rasporeda, homoskedastičnosti i odsustva autokorelacije.

Tabela 25. Poljska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	12,250	9,697	7,765	6,147
najviše 1	4,485	3,550	4,485	3,550

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(5) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Kada je reč o samim Johansenovim testovima kointegracije rezultati su u određenoj meri različiti od onih dobijenih korišćenjem EG procedure. Naime, kako rezultati testa traga matrice tako i rezultati testa najveće sopstvene vrednosti (tabela br. 25.) govore u prilog odsustvu kointegracije između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u slučaju Poljske, a pomenuti zaključak proizilazi kako iz originalnih vrednosti Johansenovih statistika tako i iz statistika korigovanih faktorom za male uzorke.

Konačno, u poslednjoj etapi ispitivanja kointegracije, uvažena je mogućnost jednog endogeno determinisanog strukturnog loma u kointegracijskoj jednačini. Rezultati Gregori-Hansenovih testova kointegracije (prilazani u tabeli br. 26.) sugerišu postojanje kointegracione relacije između varijabli R i G za sva tri modela strukturnog loma - model promene nivoa (C), model promene nivoa sa trendom (C/T) i model promene režima (C/S). Takođe, endogeno određeni datumi prekida se u sva tri slučaja odnose na prvi kvartal 2009. godine, što svakako korespondira periodu kada je, imajući u vidu otpočinjanje Velike recesije, neki vid strukturne promene i očekivan.

Tabela 26. Poljska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF* statistika	Tb
C	-7,477	2009Q1
C/T	-7,462	2009Q1
C/S	-7,471	2009Q1

Napomene: Kritične vrednosti⁸⁷ na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući u obzir sve pomenute rezultate koji se odnose na ispitivanje kointegracije, za dalje ekonometrijsko modeliranje izabran je najkompleksniji model koji je potvrdio prisustvo kointegracije - GH model promene režima (C/S). U tom smislu, u sledećoj fazi istraživanja ocenjeni su parametri kointegracione relacije između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u Poljskoj i to uz uključivanje veštačke promenljive za prethodno određeni datum strukturnog loma. Ocena parametara modela dugoročne ravnoteže izvršena je metodom dinamičnih običnih najmanjih kvadrata (DOLS).

Tabela 27. Poljska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 G_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 2,1)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	27,748	8,197	3,385	0,002
α_2	14,491	7,790	1,860	0,071
β_1	0,304	0,187	1,625	0,113
β_2	-0,388	0,177	-2,195	0,035
$R^2 = 0,819$ $JB = 3,857 [0,145]$ $LB(4) = 2,252 [0,689]$ $LB^2(4) = 2,449 [0,654]$				
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = 1$ F (1,36) = 13,863 [0,000]		Ho: $\beta_1 + \beta_2 = 1$ F (1,36) = 330,570 [0,000]		

Napomena: U uglastim zgradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

⁸⁷Kritične vrednosti za GH testove predstavljaju rezultat Monte Karlo simulacionih eksperimenata autora Gregorija i Hansena (Gregory & Hansen, 1996) i u odnosnom radu su prikazane samo na nivou od dve decimale. Iz pomenutog razloga, na isti način (sa dve decimale) su prikazane i u okviru ove disertacije, iako su sve ostale vrednosti zaokružene na tri decimale.

Rezultati u tabeli br. 27. prikazuju ocenjeni model dugoročne ravnotežne relacije između javnih prihoda i javnih rashoda u Poljskoj. Ocenjena vrednost parametra $\beta_1(0,304)$ govori u prilog slaboj održivosti fiskalne politike, uz napomenu da je pomenuti parametar statistički signifikantan samo na nivou greške od približno 10%. Tezu o slaboj održivosti formalno potvrđuje i testiranje restrikcije o jediničnoj vrednosti ocenjenog parametra. Naime, F-statistika sugerše da se nulta hipoteza o čvrstoj fiskalnoj održivosti ($\beta_1 = 1$) može odbaciti sa visokim nivoom statističke signifikantnosti. Takođe, imajući u vidu da je kointegracijska relacija ocenjena polazeći od modela promene režima, bitno je osvrnuti se i na efekat strukturne promene. Naime, promena koeficijenta nagiba kointegracijske relacije usled strukturnog loma, predstavljena je parametrom β_2 čija ocenjena vrednost iznosi 0,388. Pomenuta vrednost govori o dodatnom slabljenju fiskalne održivosti nakon strukturne promene, koja po svojoj snazi (u odnosu na parametar β_1) zapravo ukazuje na ekstremno slabo održivu (gotovo neodrživu) fiskalnu politiku u vremenskom periodu koji je usledio nakon endogeno identifikovanog strukturnog loma. Imajući sve pomenuto u vidu, može se zaključiti da je u slučaju Poljske, prva pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{01}) o postojanju slabe forme intertemporalne održivosti samo delimično potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{02}

Ispitivanje pravca uzročnosti između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u Poljskoj počinje analizom modela korekcije greške (tabela br. 28) baziranom na prethodno ocenjenoj kointegracionoj relaciji (tabela br. 27). Fokusirajući se prvo na jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih prihoda, primećuje se da je parametar uz član korekcije greške statistički visoko signifikantan a uz to i očekivanog predznaka i u apsolutnoj vrednosti između 0 i 1, što govori u prilog stabilnosti prethodno ocenjene jednačine dugog roka ali i o postojanju dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih rashoda ka javnim приходima. Međutim, testiranje restrikcije u okviru iste jednačine i to na ocenjeni parametar uz prvu diferencu javnih rashoda sugerše odsustvo kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pomenutom pravcu. Takođe, kako se zapaža iz jednačine koja prikazuje kratkoročnu dinamičku vezu između varijabli od interesa a u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih rashoda, zapaža se odsustvo kako dugoročne tako i kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih prihoda ka javnim rashodima (tabela br. 28).

Tabela 28. Poljska: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,072	0,093	-0,774	0,443
α_1	-0,280	0,118	-2,376	0,022
β_1	-0,319	0,214	-1,489	0,144
γ_1	-0,728	0,215	-3,380	0,002
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$				
F (1,40) = 2,219 [0,144]				

ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,074	0,65	-1,127	0,266
α_1^*	-0,148	0,097	-1,527	0,135
β_1^*	0,250	0,141	1,778	0,083
γ_2	0,145	0,209	0,693	0,492
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$				
F (1,40) = 2,331 [0,135]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, primena Toda-Jamamoto pristupa (tabela br. 29) sugerise da se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih prihoda ka javnim rashodima može odbaciti na visokom nivou značajnosti. Sa druge strane, nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti koja ide u suprotnom pravcu - od javnih rashoda ka javnim приходima ne može se odbaciti na nivou značajnosti od 5%, ali može uz rizik greške od 10%.

Tabela 29. Poljska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 14,174 [0,014]	χ^2 test stat. = 9,864 [0,079]

Napomena: $k+d_{\max} = 6$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, prateći teorijske osnove nelinearne fiskalne dinamike, u poslednjem koraku istraživanja karakterisitka prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa ispitano je postojanje asimetričnog prilagođavanja serija javnih prihoda i javnih rashoda. U tom smislu, kako se zapaža iz tabele br. 30. kointegracija između varijabli od interesa (R i G) uz uvažavanje prethodno utvrđenog strukturnog prekida još jednom je potvrđena kako u okviru TAR tako i u okviru MTAR modela. Međutim, prateći rezultate Fa statistike, može se zaključiti da se nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju ne može odbaciti uz visoke nivoe pouzdanosti, a prethodni rezultat je robustan kako u slučaju TAR tako i MTAR specifikacije (tabela br. 30).

Imajući na umu odsustvo dokaza koji bi ukazali na eventualnu nelinearnu fiskalnu dinamiku u slučaju Poljske, konačna odluka o validnosti druge pomoćne hipoteze u ovoj emergentnoj ekonomiji doneta je na osnovu rezultata prikupljenih pomoću ekonometrijskih modela koji podrazumevaju simetrično fiskalno prilagođavanje. U tom smislu, iako simetrični model korekcije greške sugerise rashodno vođeni fiskalni režim u dugom roku, rezultati Toda-Jamamoto procedure govore u prilog hipotezi oporezuj-troši na nivou signifikantnosti od 5%, odnosno o režimu fiskalne sinhronizacije uz nešto veći rizik greške. Stoga, nezvano za nivo pouzdanosti, zaključak je da ne postoje dovoljno jaki

argumetni koji bi potkrepili drugu pomoćnu hipotezu (H_{02}) ovog istraživanja u slučaju Poljske, odnosno da se ista u slučaju ove ekonomije odbacuje.

Tabela 30. Poljska: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
-0,428	8,982	0,881 [0,353]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
-0,978	8,882	0,737 [0,395]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti⁸⁸ za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{03}

Nakon što je empirijskim istraživanjem validnosti pomoćnih hipoteza H_{01} i H_{02} fiskalna održivost u Poljskoj ispitana sa aspekta teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja, pažnja se u nastavku preusmerava na modeliranje funkcije fiskalne reakcije. U tom smislu, kako je detaljno opisano u metodološkom delu, u prvoj fazi se ispituje postojanje kointegracije između serija primarnog budžetskog salda u periodu t (varijabla PB) i nivoa javnog duga u prethodnom periodu (varijabla D). Slično kao i kod testiranja kointegracije između javnih prihoda i javnih rashoda, i u ovom slučaju empirijska strategija podrazumeva tri različite vrste testova – Engl-Grejdžerovu proceduru, Johansenove testove bazirane na VAR modelu i Gregori-Hansenove testove kointegracije u prisustvu stuktturnog loma.

Tabela 31. Poljska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,214	0,033	31,684	0,999
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,019	0,015	30,685	0,999

Izvor: samostalna izrada autora

Kako u modelu sa konstantom i trendom tako i u modelu koji uključuje samo konstantu rezultati EG tau-statistike ukazuju na postojanje kointegracije između dve posmatrane varijable na nivou statističke signifikantnosti od 5% dok, sa druge strane, z-statistika

⁸⁸Kritične vrednosti testova kointegracije u prisustvo TAR/MTAR prilagođavanja predstavljaju rezultat Monte Karlo simulacionih eksperimenata autora Endersa i Siklosa (Enders & Siklos, 2001) i u odnosnom radu su prikazane samo na nivou od dve decimale. Iz pomenutog razloga, na isti način (sa dve decimale) su prikazane i u okviru ove disertacije, iako su sve ostale vrednosti zaokružene na tri decimale.

ukazuje na odsustvo kointegracije (tabela br. 31). U skladu sa potonjim zaključkom su i rezultati Johansenove procedure ispitivanja kointegracije (tabela br. 32) odnosno testa traga matrice i testa najveće sopstvene vrednosti, nevezano za faktor korekcije za male uzorke. Pri tome, treba naglasiti da su rezultati Johansenovih testova bazirani na VAR(3) modelu kao najnižem redu VAR modela koja je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva.

Tabela 32. Poljska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	12,911	11,297	6,793	5,944
najviše 1	6,117	5,352	6,117	5,352

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(3) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 25,872 i 12,518 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 19,387 i 12,518 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, rezultati Gregori-Hansenovih testova (tabela br. 33) ukazuju na odsustvo kointegracije u modelu promene nivoa (C) i promene režima (C/S), ali sa druge strane na nivou statističke signifikantnosti od 5% potvrđuju postojanje jedne kointegracione relacije između varijabli PB i D u slučaju modela promene nivoa sa trendom (C/T). Endogeno identifikovani datum prekida u C/T modelu odnosi se na treći kvartal 2008 godine.

Tabela 33. Poljska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF* statistika	Tb
C	-3,160	2010Q4
C/T	-5,758	2008Q3
C/S	-3,404	2010Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Polazeći od empirijskih dokaza dobijenih primenom GH testova kointegracije u nastavku istraživanja ocenjena je dugoročna ravnotežna relacija između varijabli primarnog budžetskog salda i javnog duga (funkcija fiskalne reakcije) za C/T model strukturne promene. Rezultati su prikazani u tabeli br. 34. Parametri kointegracione relacije ocenjeni su DOLS metodom uz korišćenje 3 prethodnika i 2 sledbenika prve diference nezavisne varijable, kao specifikacijom koja je obezbedila najbolja ekonometrijska svojstva izabranom modelu uz srazmerno najmanji gubitak stepeni slobode.

Posmatrajući ocenjenjeni model korekcije greške (tabela br. 34) zapaža se visoka statistička signifikantnost parametra uz veštačku promenljivu koja obuhvata dejstvo strukturne promene, kao i parametra uz trend, što govori u prilog adekvatnosti odabranog modela. Sa druge strane, ocena parametra uz varijablu javnog duga (β_1) je veća od nule, ukazujući da postoji određeni stepen reaktivnosti varijable primarnog budžetskog deficita na promene u nivou javnog duga. Ipak, pomenuti parametar je signifikantan tek uz (neuobičajeno veliki) rizik greške od 25%, što u izvesnom smislu dovodi u sumnju snagu pomenute reakcije. Sve prethodno vodi ka zaključku o postojanju nekog oblika održive funkcije fiskalne reakcije u slučaju Poljske iako je snaga te veze upitna. U tom smislu, može se konstatovati da je pomoćna hipoteza H_{03} , o ograničenim efektima mera fiskalne politike u posmatranom periodu u slučaju ove emergentne ekonomije potvrđena.

Tabela 34. Poljska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable PB i D)

ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 3, 2)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	-5,026	3,184	-1,578	0,124
α_2	-4,115	0,888	-4,633	0,000
β_1	0,081	0,070	1,151	0,258
β_2	0,095	0,027	3,166	0,001

$R^2 = 0,670$ $JB = 3,711 [0,156]$ $LB(4) = 3,813 [0,432]$ $LB^2(4) = 1,434 [0,838]$
--

Napomena: Podaci u uglastim zgradama se odnose na p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{04}

Imajući u vidu postojanje određenog oblika adekvatne funkcije fiskalne reakcije, u okviru ispitivanja validnosti poslednje pomoćne hipoteze u Poljskoj, pravac kauzalnosti između primarnog budžetskog salda i javnog duga ispitan je na dva načina. U okviru prvog načina, na osnovu ocenjene dugoročne ravnotežne kointegracione relacije između varijabli PB i D (tabela br. 34.) ocenjen je model korekcije greške, dok je u drugoj fazi robustnost dobijenih zaključaka proverena primenom Toda-Jamamoto procedure koja se bazira na VAR modelu i podrazumeva ispitivanje uzročnosti u smislu Grejndžera korišćenjem modifikovane WALD statistike.

Tabela 35. Poljska: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \alpha_1 \Delta PB_{t-1} + \beta_1 \Delta D_{t-1} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 \text{exp_gap} + \delta_2 \text{out_gap} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,005	0,143	-0,034	0,973
α_1	-0,237	0,027	-4,144	0,000
β_1	0,159	0,060	2,674	0,011
γ_1	-0,582	0,168	-3,471	0,001
δ_1	-0,135	0,067	-2,016	0,051
δ_2	0,183	0,191	0,958	0,344
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,36) = 7,152 [0,011]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \alpha_1^* \Delta PB_{t-1} + \beta_1^* \Delta D_{t-1} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* \text{exp_gap} + \delta_2^* \text{out_gap} + \tilde{u}_t$				
varijabla	ocena param.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,168	0,158	1,066	0,294
α_1^*	-0,167	0,105	-1,581	0,123
β_1^*	0,044	0,075	0,591	0,558
γ_2	0,235	0,150	1,566	0,126
δ_1^*	0,394	0,077	5,134	0,000
δ_2^*	-0,227	0,172	-1,317	0,196
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,36) = 2,499 [0,123]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kao što se zapaža iz tabele br. 35. u model korekcije greške⁸⁹ su osim varijabli od neposrednog interesa (PB i D), a u skladu sa teorijskim osnovama, uključene i dodatne (stacionarne) varijable koja nastoje da obuhvate efekat poslovnog ciklusa odnosno proizvodni jaz (*out_gap*) kao i efekat privremene javne potrošnje (*exp_gap*). Na osnovu prikazanih rezultata moguće je izvesti nekoliko zaključaka. Pre svega, u okviru jednačine u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencija varijable primarnog budžetskog salda zapaža se visoka statistička signifikantnost parametra uz član korekcije greške, koji ima i druga poželjna svojstva (negativnog je predznaka i po apsolutnoj vrednosti manji od jedinice). Prethodno sugerise stabilnost kointegracione relacije ali takođe i potvrđuje dugoročnu uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable D ka varijabli PB. Dodatno, parametar uz prvu diferenciju varijable D je odgovarajućeg predznaka i visoko signifikantan, a testiranje restrikcije na njegovu ocenjenu vrednost ukazuje na postojanje i kratkoročne uzročne veze u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnog duga ka primarnom budžetskom saldu. Konačno, parametar uz varijablu koja se odnosi na

⁸⁹ Bitno je napomenuti da izuzev srazmerno jakih dokaza koji govore u prilog odsustvu normalnog rasporeda reziduala (visoke vrednosti JB statistike) koje se nisu mogle korigovati manjim promenama specifikacije, ocenjeni model korekcije greške ima zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva, u smislu stabilnosti parametara, odsustva autokorelacije i homoskedastičnosti varijanse.

proizvodni jaz je pozitivnog predznaka što ukazuje da su poljski kreatori ekonomske politike u analiziranom periodu pretežno vodili kontracikličnu fiskalnu politiku.

Kada je reč o jednačini u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencna varijable D, ocenjeni parametri uz varijablu ΔPB kao i uz član korekcije greške imaju očekivane predznake, međutim nisu signifikantni na uobičajenim nivoima pouzdanosti. U tom smislu se u okviru ocenjenog modela korekcije greške ne može govoriti ni o kratkoročnoj ni o dugoročnoj uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable primarnog budžetskog salda ka varijabli javnog duga.

Tabela 36. Poljska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera	D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 2,884 [0,409]	χ^2 test stat. = 0,737 [0,864]

Napomena: $k+d_{\max} = 4$. U uglastim zgradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati Toda-Jamamoto procedure ispitivanja uzročnosti bazirane na VAR modelu potvrđuju zaključak o odsustvu uzročnosti koja ide u pravcu od varijable PB ka varijabli D ali, sa druge strane, takođe ukazuju na odsustvo uzročnosti koja ide u suprotnom pravcu od varijable javnog duga ka varijabli primarnog budžetskog salda (tabela br. 36).

Uzimajući sve navedeno u obzir, može se zaključiti da preovlađujući empirijski dokazi u slučaju Poljske idu u prilog režimu monetarne dominacije, čime je u ovoj emergentnoj ekonomiju pomoćna hipoteza H_{04} opovrgnuta.

4.2. Turska

Grafička inspekcija kretanja serija javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) ukazuje da su sve pomenute varijable integrisane prvog reda odnosno nestacionarne u nivoima i stacionarne u prvim diferencama. Ovaj zaključak formalno potvrđuju i rezultati testova jediničnog korena (ADF, DF-GLS) kao i rezultati testa stacionarnosti (KPSS), prikazani u tabeli br. 37.

Za sve varijable u nivoima ADF i DF-GLS testovi nedvosmisleno ukazuju da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena ne može odbaciti uz rizik greške od 5%. Dodatno, uz isti nivo signifikantnosti KPSS test za varijable u nivoima potvrđuje nestacionarnost serije primarnog budžetskog salda (PB) a uz rizik greške od približno 5% i za seriju javnih rashoda (G), dok se u slučaju varijabli R i D nulta hipoteza o stacionarnosti može odbaciti samo uz rizik greške nešto veći od 10%. Sa druge strane, zajednički imenitelj korišćenih testova je zaključak o stacionarnosti svih varijabli u prvim diferencama, uz napomenu da su dokazi koji govore u prilog tome veoma jaki u slučaju varijabli R, G i PB odnosno nešto slabiji u slučaju DF-GLS testa za varijablu D.

Kada je reč o rezultatima testova jediničnog korena uz uvažavanje prisustva strukturnog loma u serijama (tabela br. 38), VP testovi za oba modela (AO i IO) potvrđuju zaključak o

nestacionarnosti varijabli javnih prihoda (R), javnih rashoda (G) i javnog duga (D) u nivoima uz rizik greške od 5% odnosno veoma blizu 5% u slučaju VP(IO) testa za varijablu D. Međutim, kada je u pitanju serija primarnog budžetskog salda (PB) inovacijski model strukturnog prekida sugerira stacionarnost pomenute serije u nivou uz jedan endogeno određen strukturni prekid, dok aditivni model i za ovu varijablu na visokom nivou statističke signifikantnosti upućuje na integrisanost u nivou. U tom smislu, a imajući u vidu da i sami autori Voglsang i Peron (Vogelsang & Perron, 1998) navode da poželjno preferirati AO modelski okvir čak i kada su podaci zapravo generisani prema IO modelu, može se smatrati da su sve serije korišćene u istraživanju integrisane prvog reda.

Tabela 37. Turska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijabla	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-2,936 (2)	-2,394 (2)	0,088 (4)
G	-2,150 (4)	-1,966 (4)	0,138 (4)
PB	-2,074 (2)	-2,034 (2)	0,213 (3)
D	-2,132 (1)	-2,076 (2)	0,078 (5)
Δ R	-8,259 (1)	-8,278 (1)	0,088 (3)
Δ G	-4,550 (3)	-4,524 (3)	0,056 (3)
Δ PB	-7,211 (1)	-7,289 (1)	0,061 (2)
Δ D	-4,704 (0)	-1,727 (1)	0,206 (4)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 38. Turska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijabla	VP(IO)	T_b	VP(AO)	T_b
R	-4,472	2009Q2	-4,115	2008Q2
G	-4,928	2010Q4	-4,725	2011Q1
PB	-6,565	2008Q3	-4,936	2007Q4
D	-5,181	2009Q1	-5,003	2008Q1

Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

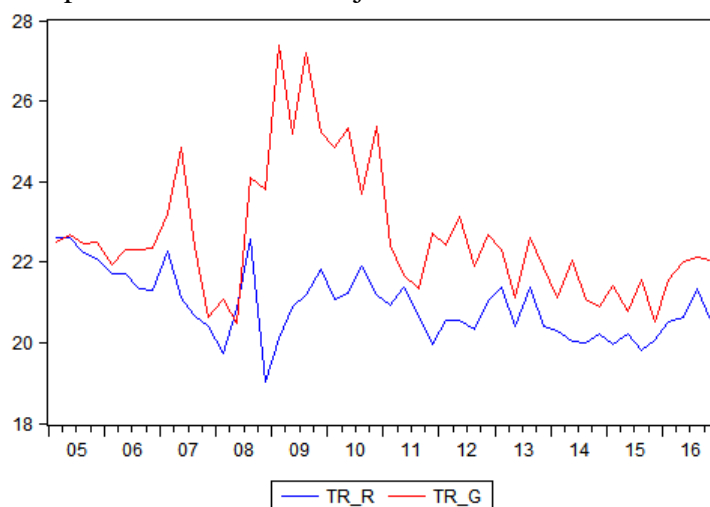
Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{01}

Istraživanje održivosti fiskalne politike u Turskoj počinje ispitivanjem validnosti prve pomoćne hipoteze odnosno analizom koja polazi od teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Grafički prikaz kretanja varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) pokazuje visok stepen usklađenosti između ove dve vremenske serije u najvećem delu analiziranog perioda (grafikon br. 20). Izuzetak predstavlja period

neposredno nakon izbijanja Velike recesije (2009-2011.) kada je jaz u turskom budžetu značajno produbljen

Grafikon 20. Turska: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

U tabeli br. 39. prikazani su rezultati Engl-Grejdžerovog testa kointegracije za varijable javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G). Kako se zapaža, u modelu koji uključuje oba deterministička regresora – konstantu i trend, EG tau- i z-statistike sugerišu postojanje jedne kointegracione relacije na visokom nivou značajnosti. Međutim, kada je reč o modelu koji uključuje samo konstantu, dokazi koji govore u prilog kointegraciji su nešto slabiji (tabela br. 39).

Tabela 39. Turska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-5,242	0,002	-33,839	0,002
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,078	0,113	-14,077	0,134

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, Johansenova procedura ispitivanja kointegracije (tabela br. 40) bazirana na VAR(5) modelu kao najnižem redu VAR modela koji je obezbedio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva reziduala, navodi na zaključak da se, nevezano za korišćeni test, nulta hipoteza o odsustvu kointegracije ne može odbaciti za sve uobičajene nivoe pouzdanosti.

Konačno, kada je reč o ispitivanju kointegracije u prisustvu jednog endogeno određenog strukturnog prekida, rezultati Gregori-Hansenovih testova prezentovani u tabeli br. 41. ukazuju da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije može odbaciti za sva tri modela

strukturne promene, i to na visokim nivoima statističke signifikantnosti. Datum endogeno određene strukturne promene u kointegracionoj relaciji se u sva tri slučaja odnosi na poslednji kvartal 2006. godine, što u velikoj meri koincidira sa periodom u kome je u ovoj emergentnoj ekonomiji završen pred-krizni period ekstenzivne fiskalne konsolidacije⁹⁰ sproveden pod okriljem Međunarodnog monetarnog fonda.

Tabela 40. Turska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	17,003	13,459	13,889	10,994
najviše 1	3,114	2,465	3,114	2,465

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(5) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 41. Turska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-6,168	2006Q4
C/T	-6,124	2006Q4
C/S	-6,345	2006Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Imajući u vidu da su GH testovi potvrdili prisustvo kointegracije na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi za sva tri modela strukturne promene, za dalje ekonometrijsko modeliranje fiskalne održivosti u Turskoj izabran je najkompleksniji – model promene režima (C/S). Parametari modela dugoročne ravnoteže ocenjeni su DOLS metodom uz korišćenje jednog prethodnika i tri sledbenika prve diference nezavisne varijable. Dijagnostički testovi sugerišu da reziduali ocenjenog modela ispoljavaju zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva u smislu odsustva autokorelacije i postojanja normalnog rasporeda. Ipak, sudeći prema rezultatima Ljung-Boks Q-statistike na kvadriranim rezidualima postoje indicije o određenim ARCH efektima u rezidualima (koji se, međutim, ne mogu otkloniti povećanjem broja docnji ili manjim promenama specifikacija polaznog modela).

⁹⁰ Opširnije pogledati u okviru drugog dela ove disertacije – tačka 2.2. Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama – Turska i tačka 5. Uticaj Međunarodnog monetarnog fonda na fiskalnu politiku odabranih emergentnih ekonomija.

Kako se zapaža iz tabele br. 42. ocenjena vrednost kointegracionog parametra β_1 govori o veoma visokom stepenu održivosti fiskalne politike u Turskoj u periodu pre strukturnog prekida. Štaviše, restrikcija o jediničnoj vrednosti navedenog parametra se ne može odbaciti, čime je čvrsta fiskalna održivost u odnosnom periodu i formalno dokazana. Ipak, ocena promene kointegracijskog parametra usled strukturnog loma (β_2) ukazuje na značajno slabljenje održivosti, iako fiskalna politika i u tom periodu ostaje održiva - ali samo u slaboj formi. Stoga se može zaključiti da preovlađujući empirijski dokazi govore u prilog validnosti prve pomoćne hipoteze (H_{01}) u slučaju Turske.

Tabela 42. Turska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 G_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 1,3)</i>				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	0,516	3,725	0,138	0,891
α_2	16,234	3,545	4,579	0,000
β_1	0,959	0,167	5,728	0,000
β_2	-0,786	0,161	-4,875	0,000
$R^2 = 0,444$ $JB = 3,399 [0,183]$ $LB(4) = 3,605 [0,462]$ $LB^2(4) = 15,535 [0,004]$				
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = 1$ F (1,34) = 0,058 [0,811]		Ho: $\beta_1 + \beta_2 = 1$ F (1,34) = 123,699 [0,000]		

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{02}

U prvom koraku ispitivanja validnosti druge pomoćne hipoteze (H_{02}) u Turskoj, dinamične uzročne veze između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) analizirane su polazeći od simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 43). Kako se zapaža iz pomenute tabele, a u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnih prihoda, testiranjem restrikcija na ocenjeni parametar moguće je konstatovati kako dugoročnu tako i kratkoročnu uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima, od kojih je prva signifikantna na veoma visokom nivou pouzdanosti a potonja samo na nivou od 10%. Sa druge strane, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnih rashoda, nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u

smislu Grejndžera koja ide od javnih prihoda ka javnim rashodima ne može se odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou pouzdanosti.

Tabela 43. Turska: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$</i>				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,038	0,068	-0,561	0,578
α_1	0,036	0,088	0,407	0,686
β_1	-0,126	0,073	-1,726	0,092
γ_1	-0,941	0,176	-5,355	0,000
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,39) = 2,980 [0,092]				
<i>ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,022	0,165	-0,134	0,894
α_1^*	-0,001	0,485	-0,001	0,999
β_1^*	-0,416	0,099	-4,199	0,000
γ_2	0,001	0,445	0,001	0,999
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,39) = 0,000 [0,999]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati bazirani na simetričnom modelu korekcije greške nedvosmisleno govore u prilog činjenici da je u analiziranom periodu u Tursko preovlađivao fiskalni model koji polazi od hipoteze troši-oporezuj. Pomenuti zaključak potvrđuje i Toda-Jamamoto pristup ispitivanju uzročnosti (tabela br. 44). Naime, i ovaj pristup ukazuje na statistički signifikantnu uzročnu vezu koja ide od javnih rashoda ka javnim prihodima, ali ne i u suprotnom pravcu.

Tabela 44. Turska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 2,065 [0,840]	χ^2 test stat. = 12,543 [0,028]

Napomena: $k+d_{\max}=6$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Sve navedeno sugerše da je tokom perioda analize u ovoj emergentnoj ekonomiji preovlađivao rashodno vođeni fiskalni režim. Ipak pre donošenja konačnog zaključka o validnosti druge pomoćne hipoteze ovog istraživanja (H_{02}) u poslednjem koraku pažnja je

posvećena ispitivanju prisustva kointegracije u uslovima asimetričnog prilagođavanja sa TAR/MTAR specifikacijama.

Rezultati prezentovani u tabeli br. 45. još jednom nedvosmisleno potvrđuju prisustvo kointegracije između varijabli od interesa (R i G), a pomenuti zaključak je robustan u slučajevima obe ispitivane nelinearne specifikacije, i kako je već ranije objašnjeno, uvažava prethodno identifikovani strukturni prekid u kointegracionoj relaciji. Nadalje, kako se zapaža iz pomenute tabele nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju može se odbaciti na veoma visokom nivou pozdanosti u slučaju TAR modela, odnosno na nešto nižem nivou u slučaju modela sa MTAR prilagođavanjem. U tom smislu, za dalje istraživanje karakterisitka asimetrične fiskalne dinamike u Turskoj izabran je model sa TAR specifikacijama.

Tabela 45. Turska: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
0,647	12,957	10,478 [0,002]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
0,679	8,398	3,464 [0,069]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Posmatrajući ocenjen asimetrični model korekcije greške sa TAR specifikacijama (tabela br. 46) i to prvo jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serija javnih prihoda, zapaža se visoka statistička signifikantnost oba parametra uz član korekcije greške. To svakako još jednom govori u prilog stabilnosti prethodno ocenjene kointegracione relacije ali takođe pruža i uverljive argumente za postojanje dugoročne uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Nadalje, posmatrajući intenzitet (apsolutnih vrednosti) ocenjenih parametara uz član korekcije greške ($|\gamma_1| > |\gamma_2|$) može se zaključiti da je prilagođavanje ka dugoročnoj ravnoteži gotovo tri puta brže u slučaju kada je budžetski saldo (u procentu BDP-a) iznad endogeno utvrđenog praga (τ) od 0,647 nego u režimu u kojem je pomenuti saldo ispod ove granične vrednosti. Dodatno, testiranjem odgovarajućih restirikcija u okviru posmatrane jednačine može se primetiti da ekonometrijski dokazi potvrđuju i kratkoročnu uzročnost u smislu Grejndžera, doduše na nivou signifikantnosti od 10%.

Sa druge strane, fokusirajući se sada na jednačinu ocenjenog asimetričnog modela korekcije greške u okviru koje je zavisana varijabla prva diferencija serije javnih rashoda generalno se može konstatovati odsustvo uzročnosti u smislu Grejndžera u pravcu od varijable R ka varijabli G, iako postoje izvesne indicije da je ona u dugoročnom smislu prisutna i to u oba režima (ispod i iznad endogeno određenog praga), međutim samo na nivou signifikantnosti od (približno) 10%. Takođe, posmatrajući ocene parametara uz (asimetrični) član korekcije greške zapaža se očekivani predznak samo u slučaju režima u kojem je budžetski saldo iznad endogeno određenog praga (suficit veći od 0,647% BDP-a)

što govori u prilog tome da javni rashodi u Turskoj nemaju sklonost konvergencije ka dugoročnoj ravnoteži kada se budžetski saldo nalazi u zoni deficita.

Tabela 46. Turska: Asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,105	0,095	-1,102	0,277
α_1	0,077	0,099	0,776	0,442
β_1	-0,099	0,055	-1,791	0,081
γ_1	-1,436	0,360	-3,986	0,000
γ_2	-0,439	0,195	-2,253	0,030
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,41) = 3,208 [0,081]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_3 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_4 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,187	0,170	-1,099	0,278
α_1^*	-0,002	0,326	-0,006	0,995
β_1^*	-0,469	0,090	-5,203	0,000
γ_3	0,629	0,381	1,652	0,106
γ_4	-0,461	0,281	-1,639	0,109
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,41) = 0,000 [0,995]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, imajući na umu sve prethodno rečeno u kontekstu karakteristika prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa u slučaju Turske, na bazi prikupljenih ekonometrijskih dokaza može se zaključiti da je u periodu analize u ovoj emergentnoj ekonomiji nedvosmisleno preovlađivao rashodno vođeni režim (hipoteza troši-oporezuj). U tom smislu, druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{02}) u Turskoj je potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{03}

Modeliranje funkcije fiskalne reakcije u Turskoj počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između varijabli od interesa – PB i D. Engl-Grejnđžerova procedura u slučaju modela sa konstantom i trendom ukazuje na postojanje jedne kointegracione relacije pri nivou statističke signifikantnosti od blizu 10%, odnosno na nivou od 5% u modelu koji uključuje samo konstantu (tabela br. 47).

U skladu sa EG procedurom su i rezultati Johansenovih testova kointegracije, koji se u slučaju turskih varijabli PB i D zasnivaju na VAR(2) modelu. Naime, kako se zapaža iz

tabele br. 48. originalne Johansenove statistike sugerišu prisustvo jednog kointegracionog vektora na nivou signifikantnosti od (približno) 10%, dok se ta veza gubi kada se rezultati testa traga i testa najveće sopstvene vrednosti koriguju faktorom za male uzorke.

Tabela 47. Turska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,776	0,078	-21,719	0,073
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,572	0,040	-20,073	0,030

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 48. Turska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	22,983	21,067	16,656	15,268
najviše 1	6,326	5,799	6,326	5,799

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 3. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 25,872 i 12,518 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 19,387 i 12,518 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma, pružaju jake dokaze o postojanju kointegracione relacije između varijabli primarnog budžetskog salda i javnog duga u Turskoj, i to za sva tri modela strukturnog prekida. Endogeno određeni datumi prekida još jednom (očekivano) korespondiraju sa izbijanjem Velike recesije i odnose se na drugi kvartal 2008. godine u slučaju modela promene nivoa, odnosno na treći kvartal iste godine u slučaju modela promene nivoa sa trendom i modela promene režima (tabela br. 49).

Tabela 49. Turska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-6,378	2008Q2
C/T	-6,743	2008Q3
C/S	-6,799	2008Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Ocena parametara kointegracione relacije, uz uključivanje odgovarajuće veštačke promenljive, bazirana je na modelu promene režima a ocenjeni parametri su prikazani u tabeli br. 50. Kako se zapaža iz pomenute tabele, izuzev potencijalne autokorelacije u rezidualima (koja se ne može isključiti uz rizik greške od 5% ali može na nivou od 1%), ocenjeni model dugoročne ravnoteže ima zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva.

Tabela 50. Turska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 D_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 2, 3)</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	-2,015	1,605	-1,225	0,218
α_2	3,647	1,746	2,088	0,045
β_1	0,138	0,036	3,826	0,001
β_2	-0,150	0,041	-3,655	0,001
$R^2 = 0,735$ $JB = 0,316 [0,854]$ $LB(4) = 12,253 [0,016]$ $LB^2(4) = 2,679 [0,613]$				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Ocena parametra β_1 (0,138) ukazuje na srazmerno jaku reakciju primarnog budžetskog salda na promene u javnom dugu u periodu pre strukturnog prekida. Konkretno, za svako povećanje javnog zaduženja u BDP-u za 10 procentnih poena u prethodnom periodu, primarni budžetski saldo u procentu BDP-a u narednom periodu povećava se u proseku za 1,4 procentna poena. Međutim, strukturna promena u velikoj meri menja utvrđenu relaciju. Naime, ocena parametra β_2 ukazuje na značajan pad reakcije budžetskog salda na promene u javnom dugu u periodu nakon trećeg kvartala 2008. godine, a intenzitet ove promene je toliko jak da ide praktično do same granice fiskalne neodrživosti. Ipak, uzimajući u obzir celokupan period istraživanja (pre i posle identifikovane strukturne promene), može se govoriti o veoma limitiranoj funkciji fiskalne reakcije, čime je treća pomoćna hipoteza (H_{03}) ovog istraživanja u Turskoj potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{04}

Imajući na umu prethodne rezultate, ispitvanje pravca uzročnosti između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u ispitivanom periodu, započinje

analizom modela korekcije greške (tabela br. 51) koji se zasniva na prethodno ocenjenoj kointegracionoj relaciji (tabela br. 50). Posmatrajući prvo jednačinu u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencija varijable PB, zapaža se visoka signifikantnost, odgovarajući predznak i intenzitet parametra uz član korekcije greške, što potvrđuje stabilnost prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i dugoročnu uzročnost u pravcu od varijable D ka PB. Takođe, parametri uz prvu i drugu dočnju prve diferencije varijable D su visoko signifikantni. Sa tim u vezi, F-test sa velikom pouzdanošću odbacuje nultu hipotezu o nepostojanju (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable javnog duga ka varijabli primarnog budžetskog salda.

Tabela 51. Turska: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta D_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 exp_gap + \delta_2 out_gap + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,335	0,137	2,452	0,019
α_1	-0,046	0,111	-0,415	0,681
α_2	-0,088	0,075	-1,175	0,248
β_1	0,397	0,135	2,948	0,006
β_2	0,396	0,139	2,857	0,007
γ_1	-0,998	0,174	-5,730	0,000
δ_1	-0,097	0,031	-3,129	0,004
δ_2	0,196	0,048	4,094	0,000
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$ F (2,34) = 11,306 [0,000]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta D_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* exp_gap + \delta_2^* out_gap + \tilde{u}_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,528	0,187	-2,815	0,008
α_1^*	-0,142	0,190	-0,749	0,459
α_2^*	-0,043	0,076	-0,564	0,576
β_1^*	0,096	0,158	0,611	0,545
β_2^*	-0,007	0,116	-0,063	0,949
γ_2	0,204	0,185	1,103	0,278
δ_1^*	-0,019	0,022	-0,897	0,376
δ_2^*	-0,171	0,066	-2,569	0,015
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ F (2,34) = 0,298 [0,744]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, prelazeći na jednačinu u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencija javnog duga, zapaža se odsustvo signifikantnosti parametara uz član korekcije greške, ali i odsustvo signifikantnosti parametara uz obe dočnje prve diferencije varijable PB, što sve

zajedno sugeriše odsustvo bilo kog oblika uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable primarnog budžetskog salda ka varijabli javnog duga. Rezultati standardnog F-testa kojim je testirana odgovarajuća restrikcija potvrđuju prethodni zaključak.

Provera robustnosti dobijenih rezultata izvršena je primenom Toda-Jamamoto pristupa Grejndžerovoj uzročnosti koji je baziran na VAR modelu (tabela br. 52). Međutim, rezultati hi-kvadrat testa za varijable primarnog budžetskog salda i javnog duga sugerišu odsustvo uzročnosti u oba pravca. U tom smislu, pomenuta procedura ne vodi jasnom zaključku o eventualnoj fiskalnoj *versus* monetarnoj dominantnosti u analiziranom periodu. Ipak uzimajući u obzir rezultate bazirane na modelu korekcije greške, može se zaključiti da preovlađujući empirijski dokazi u Turskoj ipak idu u prilog režimu monetarne dominacije, čime je četvrta pomoćna hipoteza (H_{04}) u ovoj emergentnoj ekonomiji opovrgnuta.

Tabela 52. Turska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 1,039 [0,595]	χ^2 test stat. = 1,335 [0,513]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

4.3. Mađarska

Ispitivanje održivosti fiskalne politike u Mađarskoj započinje utvrđivanjem reda integrisanosti vremenskih serija korišćenih za ekonometrijsko modeliranje. Tabela br. 53. prikazuje rezultate testova jediničnog korena (ADF, DF-GLS) i testova stacionarnosti (KPSS) za vremenske serije javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog deficita (PB) i javnog duga (D).

Rezultati ADF i DF-GLS testova jediničnog korena kao i KPSS testa stacionarnosti nedvosmisleno ukazuju da su varijable R, PB i D integrisane prvog reda odnosno nestacionarne u nivoima i stacionarne u prvim diferencama. Pomenuti rezultat je signifikantan na nivou od 5%, izuzev KPSS testa za varijable R i PB u nivoima koji isključuje stacionarnost samo pri nivou greške od približno 10%. Sa druge strane, za varijablu javnih rashoda (G) konvencionalni testovi daju mešovite rezultate – ADF test potvrđuje prisustvo jediničnog korena uz rizik greške od 5%, DF-GLS test sugeriše isti rezultat ali uz nivo signifikantnosti od 1% dok KPSS test ukazuje na stacionarnost pomenute serije. Ipak, testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma ukazuju da se na odgovarajućem nivou pouzdanosti i varijabla G može smatrati vremenskom serijom koja je integrisana prvog reda.

Tabela br. 54. prikazuje rezultate VP testova. Konkretno za varijablu javnih rashoda (G) VP(IO) test ukazuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena ne može odbaciti uz rizik greške od 5% (odnosno približno 5% u slučaju AO modelskog okvira) uz napomenu da su u slučaju promene kriterijuma za izbor broja doznji rezultati koji govore u prilog jediničnom korenu u nivou serije G još ubedljiviji. Takođe, kako se zapaža iz tabele

br. 51., VP(AO) testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma potvrđuju rezultate dobijene ADF, DF-GLS i KPSS testovima za varijable R, PB i D.

Tabela 53. Mađarska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijabla	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-2,938 (1)	-3,007 (1)	0,103 (3)
G	-3,504 (4)	-3,477 (4)	0,056 (1)
PB	-2,952 (1)	-2,910 (1)	0,118 (4)
D	-1,145 (1)	-1,279 (1)	0,180 (6)
Δ R	-9,822 (0)	-9,471 (0)	0,092 (2)
Δ G	-5,037 (3)	-4,908 (3)	0,023 (0)
Δ PB	-8,089 (0)	-7,469 (0)	0,239 (3)
Δ D	-7,430 (0)	-7,513 (0)	0,322 (5)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 54. Mađarska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijabla	VP(IO)	T_b	VP(AO)	T_b
R	-3,223	2009Q3	-3,350	2009Q3
G	-4,952	2010Q2	-5,431	2007Q4
PB	-4,688	2008Q3	-4,194	2008Q4
D	-5,854	2009Q1	-3,618	2009Q2

Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

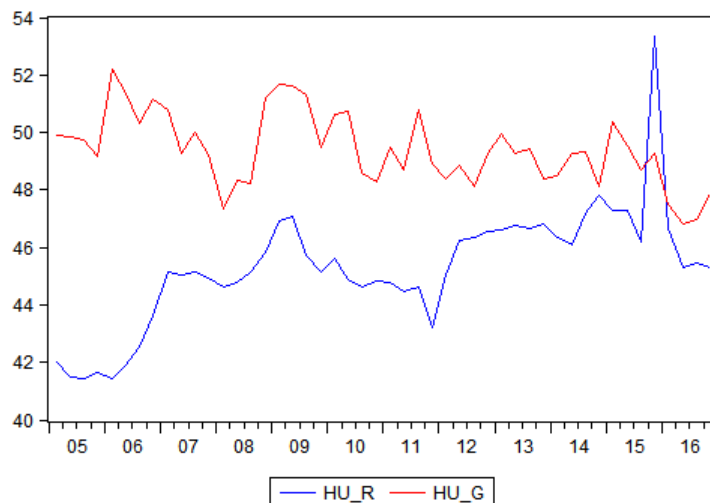
Testiranje hipoteze H_{01}

Grafički prikaz vremenskih serija javnih prihoda i javnih rashoda u slučaju Mađarske (grafikon br. 21) ukazuje na nekoliko karakterističnih trendova u periodu analize. Na samom početku ispitivanog razdoblja, jaz između dve strane budžeta je bio srazmerno velik, ali sa jasnom tendencijom smanjivanja. U kriznom periodu, deficitarni pritisci stagniraju, da bi se sa konsolidacionim naporima počevši od 2012. godine kretanje serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) sve više približilo.

Formalno ispitivanje fiskalne održivosti u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja i u slučaju Mađarske počinje Engl-Grejdžerovim testom kointegracije (tabela br. 55). Rezultati kako tau-testa tako i z-statistike ukazuju na postojanje dugoročne kointegracione relacije između varijabli R i G, uz napomenu da su dokazi koji govore u

prilog tome veoma jaki u slučaju modela sa konstantom i trendom odnosno nešto slabiji u slučaju modela koji uključuje samo konstantu.

Grafikon 21. Mađarska: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 55. Mađarska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,317	0,024	-27,937	0,015
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,436	0,054	-17,631	0,058

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 56. Mađarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	23,256	19,379	18,433	15,361
najviše 1	4,823	4,019	4,823	4,019

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(4) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Nadalje, na nivou signifikantnosti od 5% originalne vrednosti oba testa Johansenove procedure takođe ukazuju na postojanje jedne kointegracione relacije, dok u slučaju statistika korigovanih faktorom za male uzorke ta veza opstaje, ali samo pri nešto višem nivou greške (tabela br. 56). Konačno, rezultati Gregori-Hansenovih testova kointegracije u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 57.) odbacuju nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije samo za model promene nivoa sa trendom (C/T model). Dodatno, endogeno određeni datum prekida korespondira sa trećim kvartalom 2006. godine, periodom kada je u Mađarskoj otpočeo obuhvatan predkrizni period fiskalne konsolidacije.

Tabela 57. Mađarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF* statistika	Tb
C	-4,474	2006Q3
C/T	-5,604	2006Q3
C/S	-4,460	2006Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 58. Mađarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 0,1)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	22,584	9,974	2,264	0,029
α_2	2,461	0,478	5,149	0,000
β_1	0,370	0,198	1,873	0,068
β_2	0,096	0,019	5,092	0,000
$R^2 = 0,647$ $JB = 206,774$ [0,000] $LB(4) = 2,875$ [0,579] $LB^2(4) = 0,046$ [0,999]				
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 1$				
F (1,40) = 10,135 [0,002]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Imajući u vidu rezultate GH testa za C/T model, metodom dinamičnih običnih najmanjih kvadrata (DOLS) ocenjena je dugoročna ravnotežna relacija između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) uz uključivanje veštačke varijable koja nastoji da obuhvati endogeno određeni strukturni prekid (tabela br. 58). Specifikacija koja je obezbedila najbolja statistička svojstva odabranom modelu podrazumeva uključivanje samo jednog prethodnika prve diference nezavisne varijable. Takođe, bitno je napomenuti da ocenjeni model ispoljava zadovoljavajuća svojstva u pogledu dijagnostičkih testova izuzev Žark-Bera testa koji sugeriše izrazito odsustvo normalnog rasporeda reziduala. Međutim, posmatrajući stvarnu i modelom ocenjenu putanju kointegracione relacije (grafikon u okviru tabele br. 58) zapaža se prisustvo jednog nestandardnog skoka navedene relacije, sa velikim rezidualom, koji je neosporno uticao na visoku vrednost JB statistike. Ipak, sveukupna ekonometrijska podobnost odabranog modela je zadovoljavajuća, imajući u vidu ostala pozitivna svojstva (visok koeficijent determinacije, odsustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti, stabilnost ocenjenih parametara).

Posmatrajući ocenjene vrednosti parametara kointegracione relacije evidentna je visoka signifikantnost parametra uz veštačku varijablu, koja potvrđuje postojanje identifikovanog strukturnog prekida. Takođe, zapaža se da je parametar uz varijablu javnih rashoda pozitivan i statistički signifikantan na nivou od 10%. Ipak, testiranje restrikcija na pomenuti parametar, u smislu nulte hipoteze o njegovoj jediničnoj vrednosti, nedvosmisleno potvrđuje postojanje samo slabe intertemporalne fiskalne održivosti, čime je prva posebna hipoteza (H_{01}) u slučaju Mađarske potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{02}

Ispitivanje pravca uzročnosti između varijabli od interesa (R i G) počinje analizom simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 59). Fokusirajući se prvo na jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih prihoda, zapaža se statistička signifikantnost, očekivani predznak i intenzitet ocenjenog parametra uz član korekcije greške što govori u prilog stabilnosti prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i postojanju dugoročne uzročne veze koja ide od varijable G ka varijabli R.

Tabela 59. Mađarska: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$</i>				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,092	0,205	0,450	0,655
α_1	-0,009	0,149	-0,059	0,953
α_2	0,013	0,109	0,121	0,904
α_3	-0,034	0,123	-0,278	0,782
β_1	-0,091	0,127	-0,714	0,480
β_2	0,066	0,092	0,719	0,477
β_3	0,305	0,310	0,984	0,332
γ_1	-0,766	0,251	-3,056	0,004
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$				
F (3,36) = 1,311 [0,286]				

ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,000	0,150	-0,001	0,999
α_1^*	-0,142	0,074	-1,906	0,065
α_2^*	-0,154	0,069	-2,241	0,031
α_3^*	-0,180	0,070	-2,563	0,015
β_1^*	-0,257	0,112	-2,288	0,028
β_2^*	-0,147	0,114	-1,282	0,208
β_3^*	0,159	0,099	1,604	0,117
γ_2	0,155	0,166	0,932	0,358
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = \alpha_3^* = 0$				
F (3,36) = 2,403 [0,084]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Međutim, testiranje odgovarajućih restrikcija u okviru iste jednačine sugerise odsustvo kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim prihodima. Prelazeći sada na jednačinu kratkog roka u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija javnih rashoda, evidentna je nesignifikantnost parametra uz član korekcije greške, ali se zato nulta hipoteza o odsustvu kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih prihoda ka javnim rashodima može odbaciti uz rizik greške od 10%. Nadalje, Toda-Jamamoto procedura (tabela br. 60.) u slučaju Mađarske navodi na zaključak o odsustvu uzročnosti u oba pravca, kako od javnih rashoda ka javnim prihodima tako i *vice versa* što odgovara teorijskom modelu institucionalne separacije.

Tabela 60. Mađarska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 1,665 [0,797]	χ^2 test stat. = 3,823 [0,431]

Napomena: $k+d_{\max}=5$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 61. Mađarska: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijab. R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
-0,777	10,994	4,965 [0,031]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
0,939	9,649	2,979 [0,091]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, u okviru poslednje etape istraživanja karakteristika prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa u Mađarskoj, ispitana je mogućnost prisustva asimetričnog prilagođavanja ravnotežnoj (kointegracionoj) relaciji koja uvažava prisustvo strukturnog loma (tabela br. 58). Rezultati su prikazani u tabeli br. 61.

Kako se zapaža iz pomenute tabele br. 61. visoko signifikantne Φ i Φ^* statistike još jednom potvrđuju prisustvo kointegracije između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda ali istovremeno i sugerišu prisustvo asimetričnog prilagođavanja ravnoteži. Naime, nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju u slučaju TAR modela može se odbaciti na nivou signifikantnosti od 5%, odnosno na nešto višem nivou u slučaju MTAR specifikacije. Imajući to na umu, u okviru sledećeg koraka ocenjen je model korekcije greške sa TAR prilagođavanjem (tabela br. 62).

Tabela 62. Mađarska: Asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,366	0,200	1,824	0,077
α_1	0,102	0,134	0,762	0,451
α_1	0,014	0,098	0,145	0,886
α_1	-0,036	0,125	-0,292	0,772
β_1	-0,117	0,116	-1,006	0,321
β_1	0,056	0,089	0,627	0,535
β_1	0,285	0,302	0,944	0,352
γ_1	-1,104	0,167	-6,604	0,000
γ_2	-0,309	0,202	-1,533	0,134
testiranje restrikcije na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ F (3,35) = 1,113 [0,357]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_3 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_4 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,096	0,158	0,605	0,549
α_1^*	-0,060	0,072	-0,843	0,405
α_1^*	-0,130	0,064	-2,022	0,051
α_1^*	-0,168	0,067	-2,499	0,017
β_1^*	-0,278	0,108	-2,575	0,014
β_1^*	-0,148	0,121	-1,222	0,229
β_1^*	0,151	0,101	1,497	0,143
γ_3	-0,036	0,198	-0,182	0,856
γ_4	0,303	0,138	2,188	0,035
testiranje restrikcije na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = \alpha_3^* = 0$ F (3,35) = 2,168 [0,109]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati prezentovani u tabeli br. 62 pružaju nekoliko interesantnih uvida. Prateći signifikantnost ocenjenih parametara u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija serije R evidentno je da javni prihodi u Mađarskoj imaju tendenciju da se prilagođavaju dugoročnoj ravnoteži samo u režimu u kome je budžetski saldo (u procentu od BDP-a) iznad utvrđene granične vrednosti (-0,777). Za razliku od toga, druga jednačina asimetričnog modela korekcije greške sugerise da su javni rashodi skloni konvergenciji ka ekvilibrijumu samo u režimu u kojem je deficit veći od pomenutog endogeno određenog praga. Sa druge strane, kada je reč o kratkoročnoj kauzalnoj dinamici, testiranje odgovarajućih restrikcija navodi na zaključak da nulta hipoteza o odsustvu u uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim prihodima ne može odbaciti na uobičajenim nivoima statističke signifikantnosti dok se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti koja ide u suprotnom pravcu (od varijable R ka G) može odbaciti na nivou od (približno) 10%.

Uzimajući u obzir sve pomenuto jasno je da prikupljeni ekonometrijski rezultati ne navode na jednoznačan zaključak. Međutim, može se ipak reći da empirijski dokazi ipak u većoj meri sugerisu da je u ovoj emergentnoj ekonomiji u periodu analize preovlađivao prihodno dominantan režim (hipoteza troši-oporezuj). U tom smislu, druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja u Mađarskoj (H_{02}) se ne može prihvatiti.

Testiranje hipoteze H_{03}

Modeliranje funkcije fiskalne reakcije počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D). Rezultati Engl-Grejndžerove procedure (tabela br. 63.) kako u modelu sa konstantom i trendom tako i u modelu koji uključuje samo konstantu ukazuju na postojanje jedne kointegracione relacije između navedenih varijabli pri nivou signifikantnosti od 5%.

Tabela 63. Mađarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,369	0,021	-36,258	0,001
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,909	0,018	-25,984	0,005

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane testovi traga matrice i najveće sopstvene vrednosti, bazirani na VAR(3) modelu kao najnižem redu koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva, sugerisu odsustvo kointegracionih veza između varijabli PB i D (tabela br. 64). Pomenuti rezultat je robustan kako u smislu originalnih Johansenovih statistika tako i u smislu vrednosti korigovanih faktorom za male uzorke.

Konačno, u poslednjoj fazi, prisustvo kointegracije između serija od interesa ispitano je korišćenjem Gregori-Hansenovih testova. Kako sugerisu rezultati prezentovani u tabeli br.

65. nulta hipoteza o odsustvu kointegracije može se odbaciti u korist alternative koja podrazumeva kointegraciju u prisustvu jednog strukturnog prekida i to kako za model promene nivoa (C) tako i za model promene nivoa sa trendom (C/T). U oba pomenuta slučaja endogeno određeni datum prekida odnosi se na poslednji kvartal 2006. godine. Pomenuti strukturni prekid je samo za jedan kvartal kasniji u odnosu na onaj utvrđen prilikom ispitivanja kointegracionih svojstava između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G), što još jednom pokazuje da su se najsnažnije fiskalne promene u analiziranom periodu u ovoj emergentnoj ekonomiji odigrale u drugoj polovini 2006. godine, nepunih godinu dana pre prvih znakova krize koja je dovela do tzv. Velike recesije.

Tabela 64. Mađarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	13,417	11,739	7,359	6,439
najviše 1	6,058	5,300	6,058	5,300

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(3) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 65. Mađarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-4,942	2006Q4
C/T	-5,727	2006Q4
C/S	-4,831	2007Q2

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

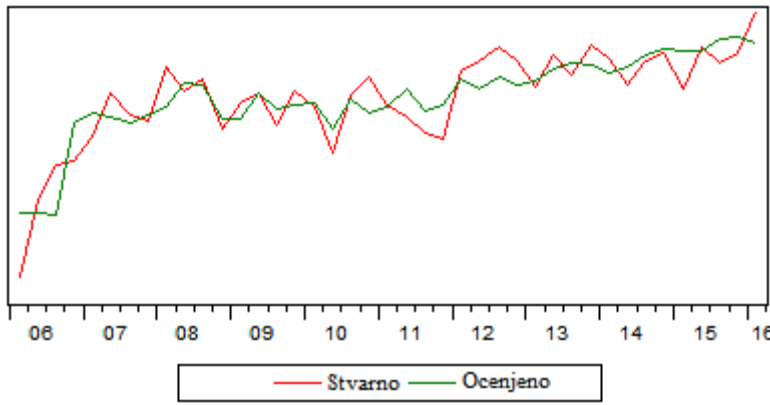
Izvor: samostalna izrada autora

Ocena parametara kointegracione relacije između varijabli PB i D, bazirana na modelu promene nivoa sa trendom i uz uključivanje veštačke varijable koja obuhvata utvrđeni datum strukturnog prekida, prikazana je u tabeli br. 66. Kako se zapaža iz pomenute tabele, osim konstante, svi parametri ocenjenog modela ispoljavaju visok nivo statističke signifikantnosti. Model je ocenjen DOLS metodom uz korišćenje 3 prethodnika i 3 sledbenika prve diference nezavisne varijable kao specifikacijom koja je obezbedila najbolja ekonometrijska svojstva, uz srazmerno najmanji gubitak stepeni slobode.

Kada je reč o oceni za parametar koji govori o karakteristikama funkcije fiskalne reakcije (β_1) negativna vrednost sugerise odsustvo adekvatnog odgovora primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog dug. Prethodno je svakako pokazatelj neodgovarajuće

reakcije fiskalne politike na rastuće disbalanse u smislu eskalacije javnog zaduženja, koji isključuje čak i slabu održivost u smislu ovog teorijskog koncepta, što vodi ka zaključku da treća pomoćna hipoteza (H_{03}) ovog istraživanja u Mađarskoj nije potvrđena.

Tabela 66. Mađarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijab. PB i D)

ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 3, 3)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	0,663	2,757	0,241	0,811
α_2	4,528	1,031	4,393	0,000
β_1	-0,118	0,045	-2,621	0,014
β_2	0,169	0,025	6,881	0,000
$R^2 = 0,756$ $JB = 0,332 [0,847]$ $LB(4) = 5,088 [0,278]$ $LB^2(4) = 6,341 [0,175]$				
				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{04}

Prateći ranije izložene teorijske osnove, prethodno opisani dokazi koji govore u prilog odsustvu adekvatne funkcije fiskalne reakcije ukazuju na preovlađivanje fiskalno dominantnog režima u periodu analize i po automatizmu potvrđuju četvrtu pomoćnu hipotezu istraživanja u Mađarskoj. Ipak, radi provere robustnosti dobijenog rezultata ali i dubljih uvida u fiskalnu dinamiku ove emergentne ekonomije u nastavku je ipak prikazana i analiza pravca uzročnosti između varijabli PB i D.

Posmatrajući model korekcije greške (tabela br. 67) baziran na prethodno ocenjenoj dugoročnoj relaciji i to jednačinu u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija serije PB zapaža se negativni predznak i visoka statistička signifikantnost člana korekcije greške, što potvrđuje stabilnost kointeracione relacije ocenjene u prethodnoj fazi. Nadalje, parametar uz varijablu prve diference javnog duga je statistički značajan što sugerise postojanje uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnog duga ka primarnom budžetskom saldu. Takođe, parametar uz varijablu koja nastoji da obuhvati proizvodni jaz je visoko signifikantan i pozitivnog predznaka što ukazuje na kontraciklični karakter fiskalne politike u analiziranom periodu.

Prelazeći na jednačinu u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija serije D, zapaža se visoka signifikantnost kako člana korekcije greške tako i parametra uz varijablu PB što govori o postojanju uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide i u pravcu od primarnog budžetskog deficita ka javnom dugu. U tom smislu, samo na osnovu modela korekcije greške, nije moguće doneti konačnu odluku o tome koji režim (fiskalno *versus* monetarno) dominantan preovlađuje u ispitivanom periodu.

Tabela 67. Mađarska: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \alpha_1 \Delta PB_{t-1} + \beta_1 \Delta D_{t-1} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 \text{exp_gap} + \delta_2 \text{out_gap} + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,331	0,185	1,784	0,083
α_1	-0,106	0,060	-1,749	0,089
β_1	0,133	0,053	2,519	0,016
γ_1	-0,791	0,159	-4,959	0,000
δ_1	-0,369	0,104	-3,554	0,001
δ_2	0,279	0,089	3,111	0,004
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,35) = 6,345 [0,016]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \alpha_1^* \Delta PB_{t-1} + \beta_1^* \Delta D_{t-1} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* \text{exp_gap} + \delta_2^* \text{out_gap} + \tilde{u}_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,472	0,339	1,395	0,172
α_1^*	-0,542	0,188	-2,880	0,007
β_1^*	-0,108	0,123	-0,880	0,385
γ_2	0,623	0,256	2,433	0,020
δ_1^*	0,097	0,182	0,537	0,595
δ_2^*	-0,266	0,264	-1,011	0,319
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,35) = 8,293 [0,007]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Međutim, Toda-Jamamoto pristup ispitivanju uzročnosti (tabela br. 68) jasno ukazuje na signifikantnost hi-kvadrat test statistike (na nivou od 10%) koja sugerise uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu, dok se u okviru iste tabele nedvosmisleno zapaža i odsustvo dokaza koji bi potkrepili eventualnu uzročnost u suprotnom pravcu. Prethodno navodi na zaključak da preovlađujući empirijski dokazi u analiziranom periodu ipak govore u prilog postojanju fiskalno dominantnog režima u Mađarskoj, čime je četvrta pomoćna hipoteza istraživanja (H_{04}) u ovoj emergentnoj ekonomiji i definitivno potvrđena.

Tabela 68. Mađarska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 1,307 [0,728]	χ^2 test stat. = 6,868 [0,076]

Napomena: $k+d_{\max}=4$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

4.4. Rumunija

Pre same ekonometrijske analize fiskalne održivosti u Rumuniji, ispitan je red integrisanosti svih varijabli korišćenih u daljem istraživanju: javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D). Kako se zapaža iz tabele br. 69. pri nivou statističke signifikantnosti od 5% ADF i DF-GLS testovi jediničnog korena nedvosmisleno potvrđuju nestacionarnost u nivoima svih varijabli od interesa. Istovremeno, tradicionalni testovi jediničnog korena ukazuju da su pomenute varijable stacionarne u prvim diferencama. Sa druge strane, KPSS test stacionarnosti potvrđuje integrisanost prvog reda za varijable G i PB (uz rizik greške od 5%) i varijablu D (uz nešto niži nivo pouzdanosti) dok isti test navodi na zaključak da je varijabla javnih prihoda (R) stacionarna već u nivou serije.

Tabela 69. Rumunija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijabla	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-2,771 (1)	-2,803 (1)	0,052 (4)
G	-2,649 (1)	-2,722 (1)	0,186 (4)
PB	-2,395 (1)	-2,457 (1)	0,153 (5)
D	-1,309 (1)	-1,145 (1)	0,117 (5)
Δ R	-9,375 (0)	-9,174 (0)	0,047 (3)
Δ G	-9,984 (0)	-10,063 (0)	0,062 (3)
Δ PB	-10,886 (0)	-10,233 (0)	0,077 (4)
Δ D	-4,551 (0)	-3,699 (0)	0,212 (4)

Napomene: Δ je operator prve difference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Robustnost dobijenih rezultata preispitana je pomoću VP testova jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 70), a prezentovani dokazi ukazuju da se uz zadovoljavajuće nivoe pouzdanosti sve varijable korišćene u daljem istraživanju mogu smatrati integrisanim prvog reda.

Tabela 70. Rumunija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijabla	VP(IO)	T _b	VP(AO)	T _b
R	-4,423	2008Q3	-3,743	2009Q1
G	-4,204	2012Q1	-5,398	2007Q4
PB	-3,285	2016Q2	-3,680	2007Q4
D	-4,717	2009Q3	-3,819	2010Q3

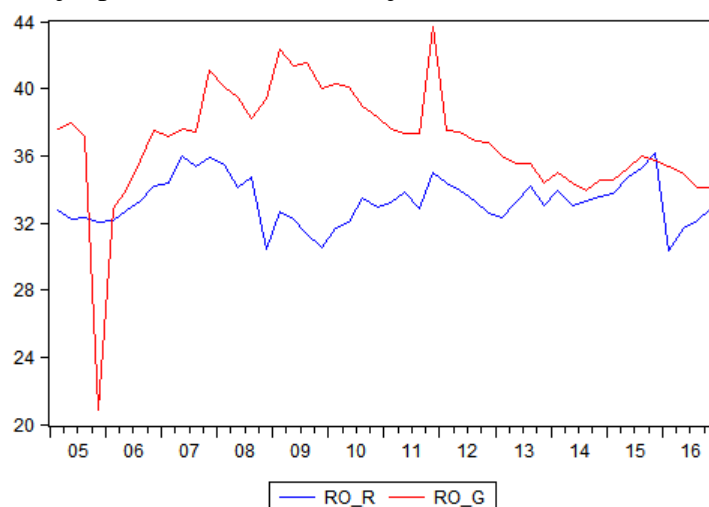
Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{01}

Grafička analiza kretanja vremenskih serija javnih prihoda i javnih rashoda (grafikon br. 22.) ukazuje na visok nivo sinhronizacije između dve pomenute varijable u periodu pre krize kao i nakon konsolidacionih akcija, ali i na srazmerno veliki budžetski jaz deficitarnog tipa u periodu koji je usledio neposredno nakon izbijanja Velike recesije.

Grafikon 22. Rumunija: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Formalno istraživanje intertemporalne održivosti fiskalne politike u Rumuniji počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G). Engl-Grejdžerova procedura u modelu sa konstantom i trendom ukazuje na prisustvo jedne kointegracione relacije između pomenutih varijabli, ali samo na nivou signifikantnosti od 10%, dok su dokazi koji govore u prilog kointegraciji nešto snažniji u slučaju modela koji uključuje samo konstantu (tabela br. 71).

Tabela 71. Rumunija: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,737	0,084	-21,512	0,077
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,742	0,027	-21,526	0,020

Izvor: samostalna izrada autora

Takođe, na visokom nivou signifikantnosti, originalna Johansenova statistika testa traga matrice (a uz rizik greške od 10% i test statistika najveće sopstvene vrednosti) potvrđuje postojanje jedne kointegracione relacije između javnih prihoda i javnih rashoda u slučaju Rumunije (tabela br. 72). Primenom korekcije za male uzorke pomenuta veza slabi, međutim, u slučaju testa traga i dalje opstaje ali uz nešto niži nivo pouzdanosti.

Tabela 72. Rumunija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	23,035	19,195	14,559	12,132
najviše 1	8,476	7,063	8,476	7,063

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(4) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 73. Rumunija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-3,959	2008Q2
C/T	-4,937	2008Q2
C/S	-4,923	2008Q2

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 73) odbacuju nultu hipotezu o odsustvu kointegracije uz rizik greške od blizu 5% i to kako za model promene nivoa sa trendom (C/T) tako i za model promene režima (C/S). Endogeno utvrđen datum prekida u oba slučaja se odnosi na drugi kvartal 2008. godine,

odnosno na period kada su negativni ekonomski trendovi iz finansijskog sektora razvijenih ekonomija počeli da se prelivaju na relani sektor, a zatim i širom sveta.

Ocena parametara kointegracijske relacije, bazirana na Gregori-Hansenovom C/S modelu prikazana je tabeli br. 74. Svi parametri ocenjenog modela, uključujući i one koji se odnose na članove koji nastoje da obuhvate strukturni prekid, su visoko statistički signifikantni. Takođe, dijagnostički testovi ukazuju na zadovoljavajuće karakteristike reziduala, što sve zajedno govori u prilog adekvatnosti odabranog modela.

Tabela 74. Rumunija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 G_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 3, 3)</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	18,270	5,208	3,508	0,001
α_2	22,565	6,671	3,382	0,002
β_1	0,425	0,137	3,102	0,004
β_2	-0,627	0,177	-3,540	0,001

$R^2 = 0,407$ $JB = 1,939 [0,379]$ $LB(4) = 1,505 [0,826]$ $LB^2(4) = 7,571 [0,109]$				
testiranje restrikcija na ocenjen parametre				
Ho: $\beta_1 = 1$ F (1,30) = 17,651 [0,000]		Ho: $\beta_1 + \beta_2 = 1$ F (1,30) = 125,983 [0,000]		

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 74. parametar uz varijablu javnih rashoda (β_1) je visoko signifikantan i značajno veći od nule. Međutim, testiranje restrikcije u smislu nulte hipoteze o jediničnoj vrednosti ovog parametra još jednom govori u prilog samo slaboj održivosti fiskalne politike u smislu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Međutim, parametar koji se odnosi na promenu vrednosti nagiba kointegracione relacije usled strukturnog loma (β_2) ukazuje na dodatno (značajno) slabljenje veze na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi nakon otpočinjanja Velike recesije, i to čak do same granice neodrživosti. Imajući sve pomenuto u vidu može se smatrati da je prva posebna hipoteza ovog istraživanja (H_{01}) u Rumuniji delimično potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{02}

Ispitivanje pravca uzročnosti između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u slučaju Rumunije počinje analizom simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 75.) baziranom na prethodno ocenjenoj kointegracionoj relaciji (tabela br. 74). Fokusirajući se prvo na jednačinu u okviru koje je zavisna promenljiva prva diferencija varijable R, primećuje se da je parametar uz član korekcije greške statistički signifikantan na nivou od 5%, a uz to je i očekivanog predznaka i u apsolutnoj vrednosti između 0 i 1, što govori u prilog stabilnosti prethodno ocenjene jednačine dugog roka. Dodatno, testiranje restrikcija na ocenjene parametre uz prvu i drugu docnju prve diference javnih rashoda sugerise da se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih rashoda ka javnim приходima može odbaciti uz rizik greške od 5%. Takođe, kako se zapaža iz jednačine koja prikazuje kratkoročnu dinamičku vezu između varijabli od interesa a u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih rashoda, zapaža se prisustvo samo kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u suprotnom pravcu – od javnih prihoda ka javnim rashodima, ali ovaj put uz nivo značajnosti od nešto ispod 10%.

Tabela 75. Rumunija: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,077	0,155	-0,495	0,624
α_1	-0,065	0,202	0,319	0,751
α_2	0,272	0,121	2,251	0,031
β_1	0,103	0,046	2,235	0,032
β_2	0,008	0,027	0,295	0,769
γ_1	-0,606	0,279	-2,175	0,036
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ $F(2,35) = 3,346 [0,047]$				
ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,018	0,168	0,109	0,914
α_1^*	-0,444	0,253	-1,755	0,088
α_2^*	0,172	0,205	0,839	0,407
β_1^*	-0,011	0,199	-0,055	0,956
β_2^*	0,002	0,098	0,020	0,984
γ_2	0,311	0,218	1,424	0,163
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
$H_0: \alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ $F(2,35) = 2,794 [0,075]$				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, Toda-Jamamoto pristup (tabela br. 76.) ne pruža uverljive dokaze o postojanju uzročnosti u smislu Grejndžera između ispitivanih varijabli, ni na jednom uobičajenom nivou statističke signifikantnosti. Međutim, imajući na umu rezultate dobijene analizom simetričnog modela korekcije greške, može se zaključiti da rezultati do sada idu u prilog drugoj pomoćnoj hipotezi ovog istraživanja (H_{02}) pri nivou značajnosti od 5%.

Tabela 76. Rumunija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 3,078 [0,545]	χ^2 test stat. = 2,159 [0,707]

Napomena: $k+d_{\max}=5$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Međutim, kao i u slučajevim prethodno analiziranih emergentnih ekonomija pre konačne odluke o karakteristikama prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa u Rumuniji, a u skladu sa usvojenom empirijskom strategijom, ispitano je i postojanje asimetričnog fiskalnog prilagođavanja prethodno utvrđenoj kointegracionoj relaciji koja uvažava efekat strukturne promene. Rezultati su prikazani u tabeli br. 77.

Tabela 77. Rumunija: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
1,386	7,013	1,176 [0,284]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
0,234	8,950	4,145 [0,048]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 77. postojanje kointegracije između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda je potvrđeno i u okviru nelinearnih specifikacija i to na nivou signifikatnosti od 5% u slučaju MTAR odnosno uz rizik greške od 10% u slučaju MTAR modela. Ipak, nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju se na odgovarajućem nivou pouzdanosti može odbaciti samo u MTAR specifikaciji, koja je stoga izabrana za formulaciju asimetričnog modela prilagođavanja (tabela br. 78).

Fokusirajući se prvo jednačinu MTAR modela greške u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih prihoda, može se zapaziti visoka statistička signifikantnost oba parametra uz asimetrični član korekcije greške. Prethodno potvrđuje postojanje dugoročne uzročne veze u smislu Grejndžera u pravcu od varijable G ka R. Takođe, posmatrajući intenzitet (apsolutnih vrednosti) ocenjenih parametara uz član korekcije greške ($|\gamma_1| > |\gamma_2|$) može se zaključiti da je prilagođavanje ka dugoročnoj ravnoteži dvostruko brže u

slučaju kada se budžetski saldo (u procentu BDP-a) poboljšava u procentu većem od 0,234% BDP-a (vrednost endogeno utvredenog praga) nego u režimu u kojem se pomenuti saldo povećava tempom koji je ispod ove granične vrednosti odnosno pogoršava bilo kojom dinamikom. Dakle, javni prihodu u Rumuniji su prema dobijenim rezultatima skloni konvergenciji ka dugoročnoj ravnoteži u oba režima (iznad i ispod određenog praga) međutim dinamika prilagođavanja je slabija u slučaju deficitarnih tendencija. Nadalje, testiranjem odgovarajućih restrikcija u okviru posmatrane jednačine može se primetiti da ekonometrijski dokazi sugerišu odsustvo kratkoročne uzročnost u smislu Grejndžera u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima.

Tabela 78. Rumunija: Asimetrični (MTAR) model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,143	0,120	1,189	0,242
α_1	-0,063	0,092	-0,679	0,501
α_2	0,179	0,078	2,302	0,027
β_1	0,029	0,049	0,597	0,554
β_2	-0,009	0,018	-0,532	0,598
γ_1	-0,797	0,231	-3,439	0,001
γ_2	-0,328	0,122	-2,692	0,010
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$ F (2,38) = 0,638 [0,534]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_3 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_4 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,252	0,463	-0,544	0,589
α_1^*	-0,265	0,269	-0,987	0,329
α_2^*	0,133	0,179	0,743	0,462
β_1^*	-0,436	0,109	-4,006	0,000
β_2^*	-0,183	0,102	-1,788	0,082
γ_3	0,651	0,839	0,777	0,442
γ_4	-0,013	0,371	-0,035	0,972
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ F (2,38) = 0,899 [0,415]				

Napomena: U uglastim zagrada su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Prelazeći sada na analizu druge jednačine nelinearnog modela prilagođavanja u Rumuniji, (ne)signifikantnost ocenjenih parametara uz asimetrični član korekcije greške sugerise odsustvo dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera u pravcu od varijable R ka G. Prethodno pored toga ukazuje i da javni rashodi nemaju tendenciju konvergencije ka dugoročnom ekvilibrijumu nevezano za to da li se budžetski saldo poboljšava ili pogoršava. Takođe, testiranje restrikcija na određene parametre ukazuje i na odsustvo

kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih prihoda ka javnim rashodima.

Sumirajući sve prethodne rezultate može se zaključiti da preovlađujući ekonometrijski dokazi govore u prilog rashodno vođenom fiskalnom režimu u periodu analize (teorijska osnova troši-oporezuj) odnosno da je druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{02}) u slučaju Rumunije potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{03}

Ispitivanje funkcije fiskalne reakcije i uvod u tematiku monetarne *versus* fiskalne dominacije počinje testiranjem prisustva kointegracije između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D). Kako se zapaža iz tabele br. 79. prema rezultatima Engl-Grejndžerove procedure, nulta hipoteza o odsustvu kointegracije se može odbaciti pri nivou statističke signifikantnosti od 5% i to kako u modelu sa konstantom i trendom tako i u modelu koji uključuje samo konstantu.

Tabela 79. Rumunija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,244	0,028	-25,949	0,025
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-4,082	0,012	-24,649	0,008

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 80. Rumunija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	28,549	23,791	18,726	15,605
najviše 1	9,823	8,186	9,823	8,186

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdica (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(4) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 3. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 25,872 i 12,518 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 19,387 i 12,518 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, originalni Johansenovi testovi sugerišu potencijalnu kointegrisanost između varijabli PB i D uz rizik greške od 5% u slučaju testa traga matrice, odnosno 10% u slučaju testa najveće sopstvene vrednosti (tabela br. 80). Primenom korekcije za male uzorke, slično scenariju prilikom ispitivanja kointegracije između varijabli R i G u ovoj

ekonomiji, pomenuta kointegraciona veza slabi i ostaje signifikantna samo u slučaju testa traga matrice, i to na nivou greške od blizu 10%.

Tabela 81. Rumunija: Gregori-Hansenovi testovikointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-6,619	2008Q4
C/T	-6,655	2008Q4
C/S	-6,748	2008Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi (tabela br. 81) odbacuju nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije za sva tri modela strukturnog prekida. Takođe, za sva tri modela, endogeno određeni datum strukturnog loma odnosi se na poslednji kvartal 2008 godine, što još jednom koincidira sa otpočinjanjem Velike recesije i negativnim fiskalnim trendovima koje je ista donela.

Tabela 82. Rumunija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijab. PB i D)

<i>ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 D_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 3, 1)</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	-12,377	2,992	-4,136	0,000
α_2	2,151	3,102	0,396	0,493
β_1	0,751	0,218	3,445	0,001
β_2	-0,481	0,216	-2,221	0,033

— Stvarno — Ocenjeno

$R^2 = 0,821$ $JB = 1,415 [0,493]$ $LB(4) = 2,481 [0,648]$ $LB^2(4) = 7,920 [0,095]$

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Ocena parametara dugoročne ravnotežne (kointegracione) relacije DOLS metodom uz korišćenje 1 prethodnika i 3 sledbenika prve diference nezavisne varijable, prikazana je u tabeli br. 82. Ocenjeni model ispoljava veoma dobra ekonometrijska svojstva na šta

ukazuju rezultati dijagnostičkih testova. Kako se zapaža iz pomenute tabele, ocena parametra koji ukazuje na reakciju primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog duga (β_1) je srazmerno visoka (0,751) što govori u prilog blagovremenim i izrazito snažnim reakcijama fiskalne politike u periodu pre strukturnog prekida. Međutim, ocena parametra β_2 ukazuje na značajan pad reakcije budžetskog salda na promene u javnom dugu u periodu nakon četvrtog kvartala 2008. godine, iako stepen reakcije i dalje ostaje na zavidnom nivou ($0,751-0,481=0,270$). Naime, u konsolidacionom periodu počevši od 2009. godine ocenjeni model ukazuje da je za svakih 10 procentnih poena rasta javnog zaduženja, primarni budžetski saldo rastao (odnosno primarni budžetski deficit opadao) za više od 2 procentna poena. Imajući u vidu da je nedvosmisleno i dalje reč o veoma jakoj reakciji, pomoćna hipoteza H_{03} se u slučaju Rumunije ne može prihvatiti.

Testiranje hipoteze H_{04}

Imajući u vidu prisustvo adekvatne i veoma jake funkcije fiskalne reakcije ispitivanje karakteristika kratkoročne dinamike između varijabli PB i D počinje analizom modela korekcije greške (tabela br. 83). Posmatrajući prvo jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije PB zapaža se negativni predznak i visoka signifikantnost člana korekcije greške što ukazuje na stabilnost prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i na odgovarajući pravac dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera. Dodatno, evidentan je pozitivni predznak i signifikantnost parametra uz varijablu koja nastoji da obuhvati proizvodni jaz, što sugerise da su kreatori ekonomske politike u analiziranom periodu nastojali da vode kontracikličnu fiskalnu politiku. Takođe, u okviru prve jednačine modela korekcije greške, testiranje restrikcije na ocenjene parametre ukazuje da se nulta hipoteza o odsustvu (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnog duga ka primarnom budžetskom saldu može se odbaciti uz rizik greške od približno 5%. Međutim, sa druge strane, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnog duga analizom značajnosti ocenjenih parametara i odgovarajućih restrikcija zapaža se odsustvo kako kratkoročne tako i dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera u pravcu od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu.

Tabela 83. Rumunija: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta D_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 exp_gap + \delta_2 out_gap + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,101	0,230	-0,439	0,663
α_1	-0,106	0,126	-0,838	0,407
α_2	-0,047	0,068	-0,697	0,490
β_1	0,041	0,109	0,373	0,711
β_2	0,264	0,114	2,322	0,026
γ_1	-0,711	0,229	-3,102	0,004
δ_1	-0,178	0,032	-5,524	0,000
δ_2	0,081	0,048	1,690	0,099
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$				
F (2,35) = 3,317 [0,056]				

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta D_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* \text{exp_gap} + \delta_2^* \text{out_gap} + \tilde{u}_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,331	0,183	1,814	0,079
α_1^*	0,074	0,116	0,642	0,525
α_2^*	-0,002	0,076	-0,030	0,976
β_1^*	0,041	0,248	0,166	0,869
β_2^*	0,385	0,094	4,111	0,000
γ_2	-0,089	0,136	-0,663	0,511
δ_1^*	0,067	0,032	2,121	0,041
δ_2^*	-0,138	0,052	-2,638	0,013
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ F (2,34) = 0,744 [0,483]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Za razliku od prethodno analiziranog modela korekcije greške, rezultati Toda-Jamamoto pristupa (prezentovani u tabeli br. 84.) sugeriše upravo suprotno – statistički visoko signifikantnu uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu i osustvo dokaza koji bi potkrepili eventualnu uzročnost koja ide u suprotnom pravcu, što prema teorijskim konceptima izloženim ranije nedvosmisleno ukazuje na prisustvo fiskalno dominantnog režima u periodu istraživanja.

Tabela 84. Rumunija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 7,044 [0,134]	χ^2 test stat. = 18,854 [0,000]

Napomena: $k+d_{\max}=5$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući u obzir da su karakterisike modela korekcije greške u velikoj meri predeterminisane rezultatima prethodnih testova (integrisanosti a potom i kointegracije) dok je Toda-Jamamoto pristup upravo i osmišljen da prevaziđe navedene nedostatke prilikom ispitivanja potencijalne uzročne veze između varijabli od interesa, kako je već objašnjeno u metodološkom i delu koji se odnosi na empirijsku strategiju, dokazima koje je pružila Toda-Jamamoto procedura će u ovom istraživanju biti pružena srazmerno veća težina. U tom smislu, može se smatrati da postoji osnov za zaključak da fiskalni disbalansi zaista imaju tendenciju da vrše negativne pritiske na cenovnu stabilnost i u ovoj emergentnoj ekonomiji, čime je četvrta pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{04}) u slučaju Rumuniji potvrđena.

4.5. Bugarska

Posmatrajući kretanje vremenskih serija javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u slučaju Bugarske zapaža se njihova izrazita nestacionarnost u nivoima. Pomenutu tvrdnju potkrepljuju i rezultati testova jediničnog korena DF-tipa kao i KPSS testa stacionarnosti, koji su prikazani u tabeli br. 85.

Tabela 85. Bugarska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijable	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-1,691 (2)	-2,766 (2)	0,311 (1)
G	-1,717 (3)	-1,790 (3)	0,069 (3)
PB	-1,860 (1)	-1,975 (1)	0,193 (2)
D	-2,073 (1)	-0,755 (1)	0,226 (5)
Δ R	-7,343 (1)	-7,596 (1)	0,043 (0)
Δ G	-7,401 (2)	-7,367 (2)	0,048 (2)
Δ PB	-7,421 (0)	-7,435 (0)	0,090 (1)
Δ D	-3,898 (0)	-2,958 (0)	0,781 (4)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz pomenute tabele ADF i DF-GLS testovi nedvosmisleno ukazuju da se uz rizik greške od 5% sve varijable korišćene u istraživanju fiskalne održivosti u Bugarskoj mogu smatrati integrisanim prvog reda odnosno nestacionarnim u nivoima i stacionarnim u prvim diferencama. Na identičan zaključak navodi i KPSS test stacionarnosti, izuzimajući seriju javnih rashoda u nivoima koja je prema rezultatima ovog testa stacionarna već u nivou. Međutim, rezultati VP testova jediničnog korena u prisustvu jednog endogeno određenog strukturnog loma (tabela br. 86.) nedvosmisleno govore u prilog nestacionarnosti u nivoima svih varijabli korišćenih u istraživanju. Uzimajući sve navedeno u obzir sa odgovarajućim stepenom sigurnosti može se zaključiti da su varijable R, G, PB i D u posmatranom vremenskom intervalu u Bugarskoj integrisane prvog reda.

Tabela 86. Bugarska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijable	VP(IO)	T _b	VP(AO)	T _b
R	-3,860	2009Q1	-3,453	2009Q2
G	-2,516	2010Q1	-2,289	2008Q1
PB	-4,388	2009Q1	-4,385	2008Q2
D	-3,831	2014Q3	-2,231	2010Q1

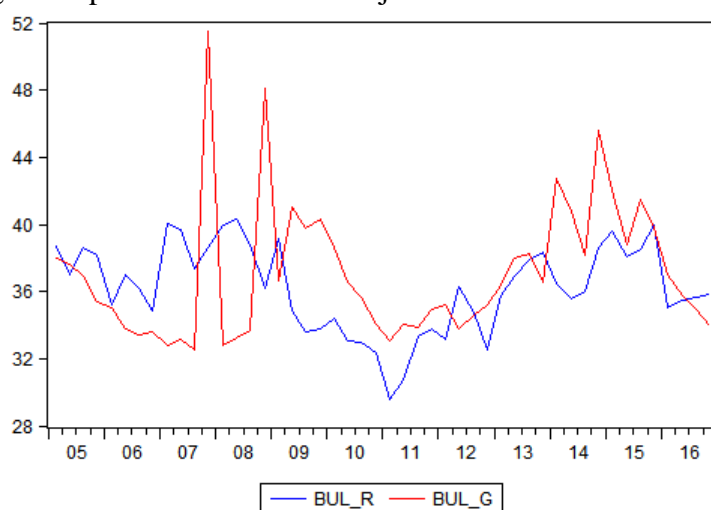
Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{01}

Kretanje vremenskih serija javnih prihoda i javnih rashoda u analiziranom vremenskom intervalu prikazano je na grafikonu br. 23. Kako se zapaža sa pomenutog grafikona, u predkriznom periodu dominira tendencija u kojoj javni prihodi prevazilaze javne rashode, dok se sa otpočinjanjem Velike recesije budžet pretežno nalazi u zoni deficita. Ipak, uprkos tome, stepen sinhronizacije između kretanja varijabli R i G u slučaju Bugarske je značajno veći nego u ostalim ispitivanim zemljama, što daje osnov za očekivanje da bi nivo fiskalne održivosti u ovoj emergentnoj ekonomiji mogao da bude na srazmerno višem nivou u poređenju sa njima.

Grafikon 23. Bugarska: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Formalno ispitivanje održivosti fiskalne politike u Bugarskoj, kao i u ostalim ekonomijama, polazi od teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja i počinje Engl-Grejdžerovim testovima kointegracije između varijabli R i G. Kako sugerišu rezultati prezentovani u tabeli br. 87. u slučaju modela sa konstantom i trendom EG tau- i z-statistika ne pružaju dovoljno jake empirijske dokaze za odbacivanje nulte hipoteze o odsustvu kointegracije između pomenutih varijabli. Međutim, u modelu koji uključuje samo konstantu obe EG test statistike ukazuju da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije između varijabli od interesa može se odbaciti, doduše samo uz rizik greške od 10%.

Tabela 87. Bugarska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,389	0,161	-18,323	0,155
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,299	0,072	-17,232	0,064

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 88. Bugarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	12,053	10,044	7,372	6,143
najviše 1	4,681	3,901	4,681	3,901

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(4) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Na zaključak o odsustvu kointegracije između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u Bugarskoj navode i rezultati Johansenovih testova traga i najveće sopstvene vrednosti, i to nevezano za faktor korekcije za male uzorke (tabela br. 88). Pri tome, važno je napomenuti da su rezultati Johansenove procedure bazirani na VAR(4) modelu kao najnižem redu vektorskog autoregresivnog modela koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva u smislu stabilnosti modela, ali i homoskedastičnosti, normalnosti i odsustvu autokorelacije u rezidualima.

Tabela 89. Bugarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-4,409	2008Q4
C/T	-5,829	2008Q4
C/S	-4,760	2008Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

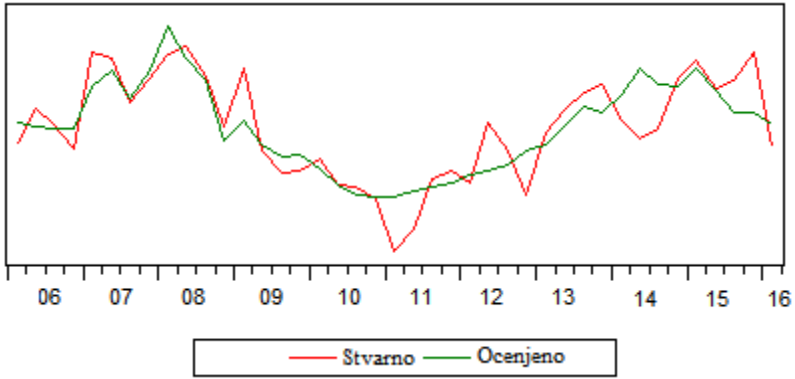
Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi kointegracije sugerišu postojanje kointegracione relacije sa jednim strukturnim prekidom između varijabli od interesa, i to samo u slučaju modela promene nivoa sa trendom (tabela br. 89). Pri tome, datum endogeno određenog strukturnog loma odnosi se na poslednji kvartal 2008. godine, što još jednom koincidira sa otpočinjanjem Velike recesije, odnosno periodom prelivanjem kriznih trendova iz realnog sektora na javne finansije kako u razvijenim tako i u emergentnim (evropskim) ekonomijama.

Polazeći od GH modela promene nivoa sa trendom (C/T) koji je potvrdio statistički signifikantno prisustvo kointegracije između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda u slučaju Bugarske, DOLS metodom su ocenjeni parametri modela dugoročne relacije (tabela br. 90). Kada je reč o broju prethodnika i sledbenika prve diference nezavisne varijable, upoređivanjem različitih ekonometrijskih specifikacija odlučeno je da su

srazmerno najbolje performanse ocenjenog modela ostvarene nakon uključivanja po tri od oba (3,3).

Tabela 90. Bugarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 3, 3)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	15,573	4,204	3,704	0,001
α_2	-6,009	0,718	-8,367	0,000
β_1	0,596	0,116	5,152	0,000
β_2	0,112	0,030	3,734	0,001
$R^2 = 0,726$ $JB = 0,450 [0,798]$ $LB(4) = 8,447 [0,077]$ $LB^2(4) = 4,480 [0,345]$				
				
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
$H_0: \beta_1 = 1$ $F(1,30) = 12,195 [0,001]$				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Analizirajući ocenjeni model dugoročne ravnotežne relacije između varijabli R i G evidentna je visoka statistička signifikantnost svih parametara, uključujući i onaj uz veštačku promenljivu koja nastoji da obuhvati efekat strukturnog loma. Nadalje, kako se takođe zapaža iz tabele br. 90, parametar uz varijablu javnih rashoda (β_1) je pozitivan i u očekivanom rasponu (između 0 i 1). Ipak, uprkos srazmerno jačem intenzitetu pomenutog parametra u poređenju sa ocenama istog u ostalim analiziranim ekonomijama, standardni F-test nedvosmisleno odbacuje nultu hipotezu o njegovoj jediničnoj vrednosti. Prethodno zapravo govori u prilog samo slaboj formi fiskalne održivosti u analiziranom periodu, što dalje ukazuje da je prva pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{01}) u slučaju Bugarske potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{02}

U prvom koraku ispitivanja validnosti druge pomoćne hipoteze (H_{02}) u Bugarskoj, dinamične uzročne veze između serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) analizirane su polazeći od simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 91). Kako se može konstatovati iz pomenute tabele, a u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva

diferenca javnih prihoda, parametar uz član korekcije greške je visoko signifikantan i očekivanog predznaka što potvrđuje stabilnost prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i postojanje dugoročne uzročnosti u pravcu od varijable G ka R. Takođe, u okviru iste jednačine, testiranjem restrikcije na ocenjeni parametar uz prvu docnju prve diference javnih rashoda moguće je konstatovati i visoko signifikantnu kratkoročnu uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Sa druge strane, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferenca javnih rashoda, nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti koja ide od javnih prihoda ka javnim rashodima ne može se odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou pouzdanosti kako u dugoročnom tako i u kratkoročnom smislu.

Tabela 91. Bugarska: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,015	0,202	0,074	0,942
α_1	0,175	0,081	2,172	0,036
β_1	0,116	0,041	2,814	0,008
γ_1	-0,968	0,194	-4,995	0,000
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,37) = 7,917 [0,008]				
ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,002	0,526	-0,005	0,996
α_1^*	-0,553	0,593	-0,933	0,357
β_1^*	-0,546	0,097	-5,600	0,000
γ_2	0,419	0,655	0,639	0,526
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,37) = 0,870 [0,357]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 92. Bugarska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. =4,888 [0,299]	χ^2 test stat. = 7,417 [0,115]

Napomena: $k+d_{\max}=5$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati bazirani na simetričnom modelu korekcije greške nedvosmisleno govore u prilog činjenici da je u analiziranom periodu u Bugarskoj preovlađivao fiskalni model koji polazi od hipoteze troši-oporezuj, a empirijske dokaze koji potvrđuju pomenuti zaključak pruža i Toda-Jamamoto pristup ispitivanju uzročnosti (tabela br. 92). Naime, i ova procedura

ukazuje na postojanje uzročne veze koja ide od javnih rashoda ka javnim prihodima ali ne i u suprotnom pravcu, doduše uz nešto veći rizik greške od (približno) 10%.

Konačno, u posljednjem koraku istraživanja karakteristika prihodno-rashodnog kauzalnog nekusa ispitana je mogućnost nelinearnog prilagođavanja ravnotežnoj (kointegracionoj) relaciji koja uvažava prethodno endogeno identifikovani strukturni prekid. Međutim, kako se zapaža iz tabele br. 93. iako je kointegracija između varijabli od interesa još jednom potvrđena, nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju ne može se odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou statističke signifikantnosti kako u okviru TAR tako i MTAR asimetrične specifikacije.

Tabela 93. Bugarska: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
-1,309	12,556	1,645 [0,206]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
-2,710	12,344	1,366 [0,248]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Imajući na umu sve prethodno navedeno, konačna odluka o validnosti druge pomoćne hipoteze ovog istraživanja je doneta na osnovu rezultata testova sa simetričnim specifikacijama, koji su nedvosmisleno potvrdili prisustvo kako kratkoročne tako i dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide isključivo u pravcu od javnih rashoda ka javnim prihodima. U tom smislu, druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{02}) u Bugarskoj je potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{03}

Prelazeći na teren analize funkcije fiskalne reakcije, u prvom koraku ispituju se potencijalne kointegracione veze između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D). Engl-Grejndžerov test ukazuje da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije između pomenutih varijabli ne može odbaciti pri uobičajenim nivoima statističke signifikantnosti, kako u modelu sa konstantom i trendom tako ni u modelu koji uključuje samo konstantu (tabela br. 94).

Johansenovi testovi traga i najveće sopstvene vrednosti (tabela br. 95) takođe pružaju empirijske dokaze koji govore u prilog odsustvu kointegracije između varijabli od interesa i to nezvano za faktor korekcije za male uzorke, a na isti zaključak navode i rezultati Gregori-Hansenovih testova kointegracije u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 96).

Tabela 94. Bugarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,790	0,395	-12,870	0,416
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,215	0,425	-8,949	0,393

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 95. Bugarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	16,652	14,571	12,250	10,718
najviše 1	4,403	3,852	4,403	3,852

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(3) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 96. Bugarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-3,744	2008Q4
C/T	-4,229	2008Q4
C/S	-3,896	2008Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Svi navedeni testovi nedvosmisleno sugerišu odsustvo dugoročne ravnotežne relacije između primarnog budžetskog salda i javnog duga u ovoj emergentnoj ekonomiji a prethodno, kako je detaljno obrazloženo u teorijskom delu ove disertacije, predstavlja jedan od uslova fiskalne održivosti u kontekstu teorijskog modela funkcije fiskalne reakcije. U tom smislu, iako model u prvim diferencama (tabela br. 97.) pruža izvesne dokaze koji govore u prilog statistički signifikantnoj reakciji primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog duga u kratkom roku, može se smatrati da nepostoje dovoljno jaki argumetni koji bi potvrdili validnosti treće pomoćne hipoteze ovog istraživanja (H_{03}) u Bugarskoj.

Testiranje hipoteze H_{04}

Uzimajući u obzir odsustvo dokaza koji bi ukazali na održivu funkciju fiskalne reakcije, a prateći teorijske fundamente, četvrta hipoteza ovog istraživanja koja postulira fiskalnu dominantnost režima je automatski potvrđena. Ipak, slično kao i u slučaju Mađarske, radi provere robustnosti pomenutog rezultata u nastavku je ipak prikazana i analiza bazirana na konceptu uzročnosti u smislu Grejndžera. U tom smislu, kratkoročna veza između varijabli PB i D najpre je ispitana korišćenjem modela u prvim diferencama. Kako se zapaža iz tabele br. 97. nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnog duga ka primarnom budžetskom saldu može se odbaciti uz veoma mali rizik greške dok se, sa druge strane, hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u suprotnom pravcu ne može odbaciti na uobičajenim nivoima statističke signifikantnosti.

Tabela 97. Bugarska: Model u prvim diferencama (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \alpha_1 \Delta PB_{t-1} + \beta_1 \Delta D_{t-1} + \delta_1 \text{exp_gap} + \delta_2 \text{out_gap} + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,009	0,206	-0,043	0,966
α_1	-0,191	0,081	-2,345	0,024
β_1	0,251	0,101	2,480	0,017
δ_1	-0,055	0,020	-2,746	0,009
δ_2	-0,052	0,088	-0,590	0,558
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$				
F (1,41) = 6,152 [0,017]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \alpha_1^* \Delta PB_{t-1} + \beta_1^* \Delta D_{t-1} + \delta_1^* \text{exp_gap} + \delta_2^* \text{out_gap} + \tilde{u}_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,009	0,167	0,059	0,953
α_1^*	-0,051	0,060	-0,848	0,401
β_1^*	0,492	0,162	3,042	0,004
δ_1^*	0,025	0,180	1,353	0,183
δ_2^*	-0,082	0,082	-1,000	0,323
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$				
F (1,41) = 0,719 [0,401]				

Izvor: samostalna izrada autora

Toda-Jamamoto pristup ispitivanju uzročnosti (tabela br. 98.) takođe sugeriše postojanje samo jednosmerne uzročnosti u smislu Grejndžera. Međutim, u kontekstu ovog pristupa (kojem je u ovom radu pružena srazmerno veća težina) reč je o uzročnosti koja ide u pravcu od varijable primarnog budžetskog salda ka javnom dugu, doduše uz rizik greške od blizu 10%. Sumirajući sve navedene rezultate može se zaključiti da prikupljeni dokazi

nedvosmisleno ukazuju na fiskalnu dominaciju čime je poslednja pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{04}) u slučaju Bugarske i definitivno potvrđena.

Tabela 98. Bugarska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 0,801 [0,849]	χ^2 test stat. = 6,512 [0,089]

Napomena: $k+d_{\max}=4$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

4.6. Hrvatska

Identično kao i u slučajevima prethodno analiziranih ekonomija, ekonometrijsko modeliranje održivosti fiskalne politike u Hrvatskoj počinje ispitivanjem reda integrisanosti varijabli korišćenih u istraživanju. Rezultati konvencionalnih testova jediničnog korena (ADF, DF-GLS) i KPSS testa stacionarnosti prikazani su u tabeli br. 99.

Tabela 99. Hrvatska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijable	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-0,665 (2)	-1,225 (2)	0,308 (2)
G	-3,192 (1)	-2,751 (1)	0,107 (4)
PB	-1,937 (1)	-2,090 (1)	0,224 (3)
D	-2,482 (4)	-1,860 (4)	0,141 (6)
Δ R	-8,625 (1)	-4,967 (1)	0,082 (1)
Δ G	-9,033 (0)	-7,019 (0)	0,140 (3)
Δ PB	-10,374 (0)	-6,159 (0)	0,065 (2)
Δ D	-2,198 (3)	2,171 (3)	0,222 (5)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 99., preovlađujući zaključak koji proizilazi iz svih pomenutih testova je da su varijable javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u Hrvatskoj integrisane prvog reda (nestacionarne u nivoima i stacionarne u prvim diferencama) uz napomenu da su dokazi koji govore u prilog tome u slučaju KPSS testa za varijablu G u nivou, kao i za prvu diferencu varijable D robusni tek uz nešto niži nivo pouzdanosti.

Rezultati VP testova jediničnog korena (tabela br. 100.) u velikoj meri potvrđuju zaključke izvedene na osnovu konvencionalnih testova, odnosno isključuju mogućnost potencijalne

stacionarnosti varijabli u nivou, uz prisustvo jednog endogeno određenog strukturnog loma. Iz svega navedenog sledi da se sa odgovarajućim stepenom sigurnosti može smatrati da su sve varijable korišćene u istraživanju fiskalne održivosti u Hrvatskoj integrisane prvog reda.

Tabela 100. Hrvatska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijable	VP(IO)	T _b	VP(AO)	T _b
R	-2,965	2013Q4	-3,095	2013Q1
G	-5,364	2008Q4	-4,371	2008Q1
PB	-4,097	2008Q3	-3,680	2009Q2
D	-3,611	2013Q1	-3,736	2010Q4

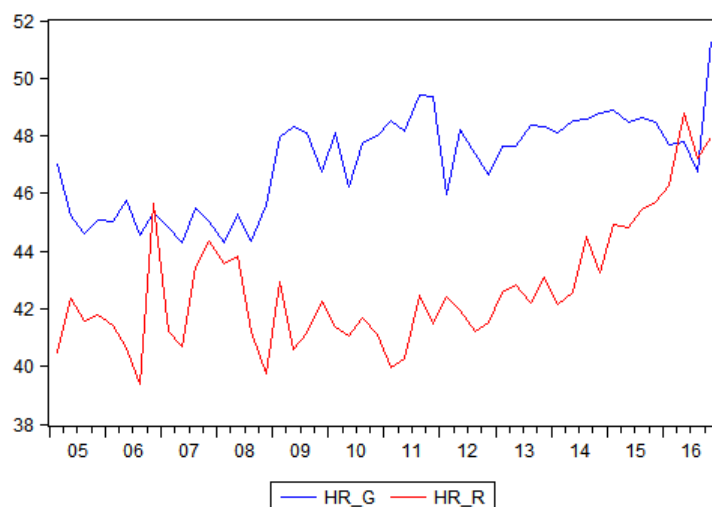
Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{01}

Istraživanje održivosti fiskalne politike u Hrvatskoj počinje ispitivanjem validnosti prve pomoćne hipoteze ovog rada, odnosno analizom koja polazi od teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Grafički prikaz kretanja varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) pokazuje visok stepen neusklađenosti u kretanju između dve strane hrvatskog budžeta uz veoma jasne deficitarne pritiske, koji međutim postepeno slabe u drugoj polovini analiziranog perioda (grafikon br. 24). Opisane tendencije u kretanju varijabli javnih prihoda i javnih rashoda nedvosmisleno govore u prilog postojanju velikog broja fiskalnih izazova u periodu na koji se odnosi ovo istraživanje što će formalno potvrditi i usvojena strategija empiriskog istraživanja koje sledi.

Grafikon 24. Hrvatska: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Ispitivanje postojanja kointegracije između varijabli R i G počinje Engl-Grejdžerovim dvostepenom procedurom. Rezultati prikazani u tabeli br. 101. sugerišu odsustvo kointegracije između posmatranih varijabli, a pomenuti rezultat je robusan kako u EG modelu sa konstantom i trendom tako i u modelu u koji je uključena samo konstanta.

Tabela 101. Hrvatska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-1,268	0,960	-5,967	0,884
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-0,597	0,955	-2,191	0,923

Izvor: samostalna izrada autora

Slično EG proceduri, i Johansenovi testovi kointegracije (tabela br. 102.) ukazuju na odsustvo kointegracionih veza na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi, a izvedeni zaključak proizilazi kako iz originalnih vrednosti statistika testa traga matrice i testa najveće sopstvene vrednosti tako i iz statistika korigovanih faktorom za male uzorke. Takođe, bitno je napomenuti da su pomenuti rezultati bazirani na VAR (2) modelu, kao najnižem redu vektorskog autoregresivnog modela koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva.

Tabela 102. Hrvatska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	6,910	6,334	5,332	4,888
najviše 1	1,578	1,446	1,578	1,446

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, u poslednem koraku ispitivanja kointegracije, korišćenjem Gregori-Hansenovih testova, uvažena je mogućnost jednog endogeno determinisanog strukturnog loma u kointegracionoj jednačini a rezultati su prezentovani u tabeli br. 103. Kako se zapaža iz pomenute tabele, visoko signifikantne vrednosti ADF* statistike sugerišu postojanje jedne kointegracione relacije između varijabli R i G za sva tri modela strukturnog loma – model promene nivoa (C), model promene nivoa sa trendom (C/T) i model promene režima (C/S). Takođe, bitno je naglasiti da se endogeno određeni datumi prekida u sva tri slučaja odnose

na treći kvartal 2014. godine, što odgovara periodu kada su Hrvatskoj počele da se primenjuju intenzivne mere fiskalne konsolidacije⁹¹.

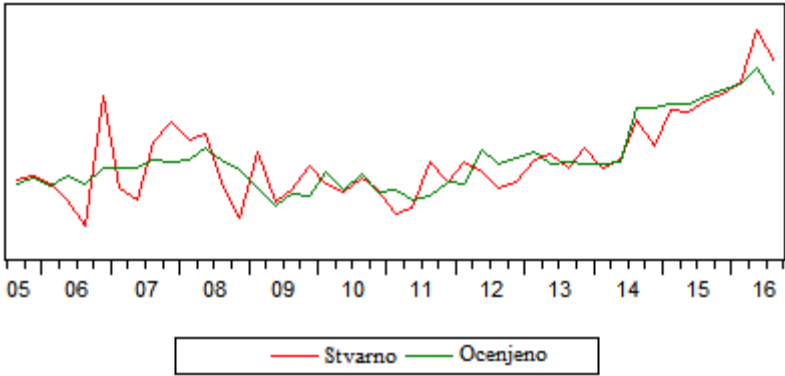
Tabela 103. Hrvatska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-6,042	2014Q3
C/T	-6,631	2014Q3
C/S	-6,042	2014Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 104. Hrvatska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 1,1)				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	80,764	11,678	6,916	0,000
α_2	2,688	0,591	4,549	0,000
β_1	-0,879	0,262	-3,357	0,002
β_2	0,115	0,033	3,467	0,001
$R^2 = 0,678$ $JB = 1,831 [0,400]$ $LB(4) = 3,754 [0,440]$ $LB^2(4) = 4,156 [0,385]$				
				
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 1$				
F (1,38) = 51,443 [0,000]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući u obzir sve pomenute rezultate, u skladu sa usvojenom ekonometrijskom strategijom za dalje modeliranje je inicijalno izabran najkompleksniji model koji je potvrdio prisustvo kointegracije - GH model promene režima (C/S). Međutim, prilikom ocene parametara modela pokazalo se da u pomenutom slučaju veštačke promenljive koje

⁹¹ O dinamici fiskalne konsolidacije u Hrvatskoj videti opširnije u okviru drugog dela ove disertacije, tačka 2.6 Retrospektiva fiskalnih tokova u odabranim emergentnim ekonomijama - Hrvatska.

nastoje da obuhvate efekte strukturne promene nisu statistički značajne. Iz tog razloga, kao baza za dalje istraživanje ipak je kao adekvatniji izabran model promene režima sa trendom (C/T).

Ocene parametara modela dugoročne ravnoteže polazeći od C/T modela izvršena je metodom dinamičnih običnih najmanjih kvadrata (DOLS) uz korišćenje jednog prethodnika i jednog sledbenika prve diference nezavisne varijable, a rezultati su prikazani u tabeli br. 104. Svi parametri su visoko signifikantni a ocenjeni model ispoljava zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva (normalan raspored, heteroskedastičnost i odsustvo autokorelacije u rezidualima) o čemu svedoče rezultati dijagnostičkih testova.

Kako se zapaža iz tabele br. 104. ocenjena vrednost kointegracionog parametra β_1 je negativna i veoma blizu jedinici u apsolutnom iznosu, što u skladu sa teorijskim postavkama modela intertemporalnog budžetskog ograničenja govori o izrazito neodrživoj fiskalnoj politici. U tom smislu, može se zaključiti da preovlađujući empirijski dokazi govore u prilog odbacivanju prve pomoćna hipoteza (H_{01}) ovog istraživanja u Hrvatskoj budući da na osnovu istih ne može biti reči ni o jednom vidu održivosti (slaba *versus* jaka), već naprotiv samo o neodrživosti fiskalne politike u posmatranom vremenskom intervalu.

Testiranje hipoteze H_{02}

U okviru ispitivanja validnosti druge pomoćne hipoteze (H_{02}) ovog istraživanja u Hrvatskoj pravac uzročnosti između varijabli od interesa (R i G) je najpre analiziran polazeći od simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 105.) baziranog na prethodno ocenjenoj kointegracionoj relaciji (tabela br. 104).

Fokusirajući se prvo na jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih prihoda, zapaža se statistička signifikantnost, očekivani predznak i opseg ocenjenog parametra uz član korekcije greške što govori u prilog stabilnosti prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i postojanju dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima. Takođe, testiranje restrikcije na odgovarajući parametar u okviru iste jednačine sugerise da se nulta hipoteza o odsustvu kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable G ka varijabli R može odbaciti uz visok nivo pouzdanosti.

Tabela 105. Hrvatska: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,149	0,199	0,751	0,457
α_1	0,071	0,165	0,429	0,670
β_1	-0,459	0,202	-2,267	0,029
γ_1	-0,954	0,235	-4,052	0,000
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$				
F (1,41) = 5,142 [0,029]				

ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,170	0,12	1,335	0,189
α_1^*	-0,050	0,207	-0,241	0,811
β_1^*	-0,484	0,115	-4,195	0,000
γ_2	0,049	0,301	0,162	0,872
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$				
F (1,41) = 0,058 [0,811]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

U okviru druge jednačine simetričnog modela korekcije greške, u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnih rashoda, nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih prihoda ka javnim rashodima (kako u dugom tako i u kratkom roku) ne može se odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou značajnosti. Prethodno govori u prilog rashodno vođenom fiskalnom režimu u periodu analize. Sa druge strane, rezultati Toda-Jamamoto pristupa (tabela br. 106) ne pružaju empirijske dokaze o eventualnoj uzročnosti između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda ni u jednom pravcu.

Tabela 106. Hrvatska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 0,757 [0,685]	χ^2 teststat. = 1,139 [0,566]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, slično kao i u prethodno analiziranim ekonomijama, pre donošenja definitivne odluke o validnosti druge pomoćne hipoteze ovog istraživanja (H_{02}), ispitana je i mogućnost asimetričnog TAR/MTAR prilagođavanja kointegracionoj relaciji koja uvažava prisustvo jednog endogenog strukturnog prekida, a rezultati su prikazani u tabeli br. 107.

Tabela 107. Hrvatska: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
-1,146	15,804	8,799 [0,005]
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
-1,500	10,804	1,856 [0,180]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 107. kointegracija je još jednom potvrđena u okviru obe asimetrične specifikacije dok se, sa druge strane, nulta hipoteza o simetričnom prilagođavanju na odgovarajućem nivou signifikantnosti može odbaciti samo u slučaju TAR modela. Imajući to na umu, za dalje modeliranje asimetričnog prilagođavanja odabrana je TAR specifikacija.

Tabela 108. Hrvatska: Asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,139	0,192	-0,727	0,471
α_1	-0,119	0,122	-0,983	0,331
β_1	-0,244	0,128	-1,906	0,064
γ_1	-0,406	0,122	-3,331	0,002
γ_2	-1,331	0,475	-2,804	0,008
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1,41) = 3,632 [0,064]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta G_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_3 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_4 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,015	0,121	0,128	0,899
α_1^*	-0,033	0,169	-0,193	0,847
β_1^*	-0,443	0,139	-3,194	0,003
γ_3	0,031	0,202	0,152	0,880
γ_4	-0,399	0,225	-1,772	0,084
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1,41) = 0,037 [0,847]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati prezentovani u tabeli br. 108. upućuju na nekoliko interesantnih zaključaka. Pre svega, posmatrajući visoku signifikantnost ocenjenih parametara uz (asimetrični) član korekcije greške u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnih prihoda, moguće je konstatovati posojanje dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima, i to nezvano za režim (iznad/ispod utvrđenog praga). Ipak, upoređujući apsolutne vrednosti pomenutih parametara ($|\gamma_2| > |\gamma_1|$) može se zaključiti da je prilagođavanje javnih prihoda trostruko brže u režimu u kojem je budžetski saldo ispod endogeno određene granične vrednosti (deficit veći od 1,146% BDP-a) nego u slučaju kada se pomenuti saldo nalazi iznad tog praga. Nadalje, testiranje odgovarajućih restrikcija ukazuje i na postojanje kratkoročne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima.

Za razliku od toga, a fokusirajući se na drugu jednačinu ocenjenog asimetričnog modela korekcije greške, moguće je konstatovati dugoročnu uzročnost u smislu Grejndžera u

pravcu od varijable R ka varijabli G ali samo uz rizik greške od 10% i samo u režimu u kojem je budžetski saldo ispod endogeno određenog praga (deficit veći od 1,146% BDP-a), dok se istovremeno zapaža da ne postoje ni dovoljno jaki argumenti koji bi potvrdili eventualnu kratkoročnu uzročnost u istom pravcu. Dodatno, iako je prilagođavanje javnih rashoda signifikantno u režimu u kojem se budžetski saldo nalazi u srazmerno većem deficitu, bitno je primetiti da je pomenuto prilagođavanje neadekvatno o čemu svedoči predznak ispred ocenjenog parametra γ_2 . U tom smislu, evidentno je da izvori fiskalnih neravnoteža u slučaju Hrvatske nedvosmisleno leže na rashodnoj strani budžeta.

Konačno, uzimajući u obzir sve prikupljene ekonometrijske dokaze o karakteristikama prihodno-rashodnog neksusa, može se zaključiti da je u ovoj emergentnoj ekonomiji u ispitivanom periodu, a u skladu sa očekivanjima, preovlađivao fiskalni model troši-oporezuj. U tom smislu, druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{02}) u Hrvatskoj je potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{03}

Modeliranje funkcije fiskalne reakcije u Hrvatskoj počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D). Engl-Grejdžerova procedura u modelu sa konstantom i trendom ukazuje na odsustvo kointegracije između varijabli od interesa, dok z-statistika u slučaju EG modela koji uključuje samo konstantu sugerše postojanje jedne kointegracione relacije, ali samo uz rizik greške od blizu 10% (tabela br. 109).

Tabela 109. Hrvatska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,198	0,696	-15,788	0,249
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,206	0,430	-16,217	0,080

Izvor: samostalna izrada autora

Međutim, Johansenovi testovi traga i najveće sopstvene vrednosti (prikazani u tabeli br. 110) nedvosmisleno ukazuju na postojanje kointegracije između varijabli primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D), i to kako u smislu originalnih statistika tako i u slučaju statistika korigovanih faktorom za male uzorke. Pomenuti rezultati su bazirani na VAR(2) modelu kao najnižem redu vektorskog autoregresivnog modela koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva u smislu stabilnosti, ali i homoskedastičnosti, normalnosti i odsustvu autokorelacije u rezidualima.

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi kointegracije u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 111) potvrđuju rezultate dobijene Joansenovom procedurom. Naime, ADF* test statistika za sva tri modela strukturnog prekida potvrđuje postojanje kointegracije između ispitivanih varijabli, dok se endogeno određeni datum strukturne promene u sva tri slučaja odnosi na

poslednji kvartal 2008. godine, što još jednom korespondira sa otpočinjanjem Velike recesije odnosno prelivanjem kriznih trendova na privrede emergentnih ekonomija.

Tabela 110. Hrvatska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	27,071	24,816	25,209	23,109
najviše 1	1,862	1,707	1,862	1,707

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 111. Hrvatska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-5,121	2008Q4
C/T	-6,715	2008Q4
C/S	-5,555	2008Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Ravnotežna kointegraciona relacija je ocenjena DOLS metodom, uz uključivanje odgovarajućih veštačkih promenljivih, a bazirana je na GH modelu promene režima (C/S). Kada je reč o broju prethodnika i sledbenika koji opredeljuju dinamičku komponentu OLS metode, upoređivanjem različitih mogućih kombinacija kao optimalna je izabrana specifikacija (2,1). Rezultati su prezentovani u tabeli br. 112.

Ocena parametra β_1 ukazuje na srazmerno jaku negativnu reakciju primarnog budžetskog salda na promene u javnom dugu u periodu pre strukturnog prekida, što govori u prilog neadekvatnoj funkciji fiskalne reakcije u tom periodu – rast javnog duga ne dovodi do potrebnih pozitivnih promena u nivou budžetskog salda. Međutim, strukturni prekid u ocenjenoj kointegracionoj relaciji, u velikoj meri menja utvrđenu relaciju koja sada ukazuje na održivo jačanje budžetske pozicije u situaciji rasta javnog zaduženja. Naime, ocena parametra β_2 je signifikantna, pozitivna i u apsolutnom iznosu veća u odnosu na ocenu parametra β_1 . Ipak, imajući u vidu zbirni efekat pomenuta dva parametra (-0,529 + 0,601 = 0,072), kao i činjenicu da je jedan od njih negativnog predznaka, i dalje može biti reči samo o ograničenim efektima fiskalne politike, što vodi zaključku da se treća pomoćna hipoteza (H_{03}) ovog istraživanja u Hrvatskoj može smatrati potvrđenom.

Tabela 112. Hrvatska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijab PB i D)

<i>ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 D_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 2, 1)</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	19,451	4,649	4,184	0,000
α_2	-24,131	4,456	-5,415	0,000
β_1	-0,529	0,118	-4,490	0,000
β_2	0,601	0,114	5,293	0,000
$R^2 = 0,756$ $JB = 0,655 [0,721]$ $LB(4) = 3,493 [0,479]$ $LB^2(4) = 0,801 [0,938]$				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{04}

Imajući u vidu postojanje nekog oblika adekvatne funkcije fiskalne reakcije, ispitivanje karakteristika uzročne veze između varijabli PB i D počinje analizom modela korekcije greške (tabela br. 113). Posmatrajući prvo jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija primarnog budžetskog salda zapaža se odgovarajući predznak i statistička signifikantnost člana korekcije greške. Takođe, u okviru iste jednačine, testiranje restrikcije na ocenjene parametre modela ukazuje da se nulta hipoteza o odsustvu (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable D ka PB ne može se odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou signifikantnosti. Sa druge strane, prelazeći na jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija javnog duga zapaža se prisustvo kako dugoročne tako i kratkoročne uzročnosti koja ide od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu. Naime, parametar uz član korekcije greške je odgovarajućeg predznaka i signifikantan na nivou od 5%. Takođe, na istom nivou pouzdanosti, F-test za odgovarajuće restrikcije ukazuje da se nulta hipoteza o odsustvu (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu može odbaciti. Pomenuti rezultati govore u prilog režimu fiskalne dominacije u periodu analize. Međutim, Toda-Jamamoto pristup Grejndžerovoj uzročnosti (tabela br. 114) navodi na drugačiji zaključak. Naime, prateći taj pristup, nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti koja ide u pravcu od varijable D ka PB sada se može odbaciti uz visok nivo pouzdanosti, dok se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti koja ide u suprotnom pravcu ne može odbaciti na uobičajenim nivoima signifikantnosti. Ovakvi empirijski dokazi, za razliku od onih dobijenih analizom modela korekcije greške, govore u prilog režimu monetarne dominacije. U tom smislu, može se reći da ne postoje dovoljno jaki empirijski argumenti za potvrđivanje četvrte pomoćne hipoteze istraživanja (H_{04}) u Hrvatskoj.

Tabela 113. Hrvatska: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta D_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 exp_gap + \delta_2 out_gap + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,125	0,207	-0,605	0,549
α_1	0,014	0,201	0,068	0,946
α_2	-0,061	0,173	-0,351	0,728
α_3	0,072	0,097	0,739	0,465
β_1	-0,052	0,201	-0,259	0,796
β_2	-0,269	0,282	-0,957	0,345
β_3	0,502	0,176	2,850	0,007
γ_1	-1,023	0,235	-4,349	0,000
δ_1	-0,203	0,75	-2,698	0,011
δ_2	0,075	0,176	0,429	0,671
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ F (3,34) = 1,197 [0,325]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i^* \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i^* \Delta D_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* exp_gap + \delta_2^* out_gap + \tilde{u}_t$				
varijabla	ocenaparam.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,385	0,285	1,351	0,186
α_1^*	-0,335	0,122	-2,744	0,009
α_2^*	-0,208	0,110	-1,889	0,067
α_3^*	-0,105	0,053	-1,967	0,057
β_1^*	0,198	0,173	1,142	0,261
β_2^*	0,468	0,127	3,685	0,001
β_3^*	0,026	0,078	0,335	0,740
γ_2	0,346	0,164	2,115	0,042
δ_1^*	-0,012	0,036	-0,340	0,736
δ_2^*	-0,071	0,079	-0,896	0,377
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = \alpha_3^* = 0$ F (3,34) = 3,082 [0,040]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 114. Hrvatska: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 10,673 [0,005]	χ^2 test stat. = 1,145 [0,564]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

4.7. Srbija

Ispitivanje reda integrisanosti vremenskih serija javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u slučaju Srbije počinje ADF i DF-GLS testovima jediničnog korena kao i KPSS testom stacionarnosti. Rezultati pomenutih testova prikazani su u tabeli br. 115.

Tabela 115. Srbija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijable	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-1,073 (1)	-1,384 (1)	0,238 (3)
G	-2,955 (2)	-2,584 (2)	0,146 (3)
PB	-0,155 (3)	-0,636 (3)	0,231 (5)
D	-2,798 (1)	-1,407 (1)	0,185 (6)
Δ R	-8,688 (0)	-7,756 (0)	0,153 (2)
Δ G	-9,322 (1)	-7,616 (1)	0,100 (2)
Δ PB	-3,312 (2)	-1,748 (2)	0,657 (4)
Δ D	-3,499 (0)	-3,538 (0)	0,463 (5)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 115. ADF, DF-GLS i KPSS testovi nedvosmisleno ukazuju da se sve varijable korišćene u istraživanju mogu smatrati nestacionarnim u nivoima, a pomenuti rezultat potvrđuju i testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 116). Sa druge strane, zajednički imenitelj korišćenih testova je zaključak o stacionarnost serija u prvim diferencama, uz napomenu da su dokazi koji govore u prilog tome veoma jaki u slučaju varijabli R, G i D odnosno nešto slabiji u slučaju DF-GLS testa za varijablu PB. Ipak, sve navedeno govori u prilog činjenici da se serije javnih prihoda (R), javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D) u slučaju Srbije mogu smatrati integrisanim prvog reda.

Tabela 116. Srbija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijable	VP(IO)	T_b	VP(AO)	T_b
R	-4,916	2012Q4	-3,788	2012Q2
G	-4,821	2008Q1	-4,932	2007Q3
PB	-2,659	2011Q4	-3,078	2011Q1
D	-4,238	2009Q1	-5,064	2008Q4

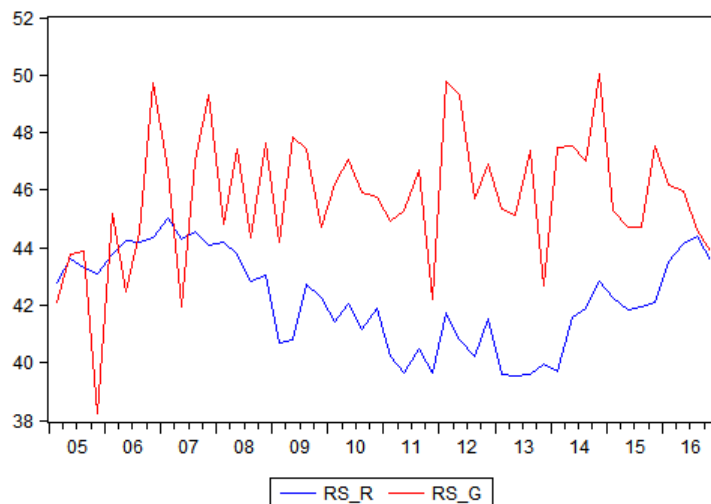
Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{01}

Kretanje serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u analiziranom vremenskom intervalu u Srbiji prikazano je na grafikonu br. 25. Analizom pomenutog grafikona moguće je zapaziti dva karakteristična trenda. Naime, u prvom periodu analize (2005-2007.) javni prihodi i javni rashodi u Srbiji pokazuju izvesnu dozu sinhronizacije. Međutim, počevši od 2008. godine, a u velikoj meri pod uticajem nepovoljnih efekata Velike recesije, domicilni budžet ulazi u zonu deficita u kojoj ostaje sve do samog kraja analiziranog perioda, kada se ponovo može konstatovati visok nivo konvergencije između varijabli R i G. Međutim, imajući u vidu celokupan period na koji se istraživanje odnosi, ilustracija 25. nedvosmisleno sugerise izuzetno nizak nivo održivosti domicilne fiskalne politike.

Grafikon 25. Srbija: prikaz vremenskih serija R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Formalno testiranje fiskalne održivosti u Srbiji počinje ispitivanjem prisustva kointegracije između varijabli R i G u skladu sa modelom intertemporalnog budžetskog ograničenja. U prvom koraku, postojanje kointegracije se testira primenom Engl-Grejnđerove dvostepene procedure (tabela br. 117).

Tabela 117. Srbija: Engl-Grejnđerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-1,782	0,859	-7,189	0,813
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,053	0,506	-8,001	0,464

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 117. izračunate vrednosti EG tau- i z-statistike sugerišu da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije između serija javnih prihoda i javnih rashoda ne može odbaciti u korist alternativne hipoteze o postojanju kointegracije između posmatranih varijabli, a pomenuti rezultat je robustan kako u modelu sa konstantom i trendom tako i u modelu koji uključuje samo konstantu.

Nadalje, u skladu sa usvojenom empirijskom strategijom, potencijalna kointegrisanost između varijabli od interesa u narednom koraku ispitana je korišćenjem Johansenove procedure utemeljene na vektorskom autoregresivnom modelu. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu, kao najnižem redu koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva.

Tabela 118. Srbija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	20,996	19,245	19,058	17,468
najviše 1	1,938	1,777	1,938	1,777

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se zapaža iz tabele br. 118. Johansenove statistike kako testa traga tako i testa najveće sopstvene vrednosti ukazuju na postojanje kointegracije na nivou signifikantnosti od blizu 5%. Međutim, nakon korekcije originalnih statistika faktorom za male uzorke, dokazi koji govore u prilog postojanju pomenute kointegracione veze se u velikoj meri gube.

Tabela 119. Srbija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-2,631	2008Q3
C/T	-3,999	2014Q2
C/S	-2,627	2008Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, u poslednjoj fazi ispitivanja kointegracije, uvažena je mogućnost postojanja jednog endogeno determinisanog strukturnog loma u kointegracijskoj jednačini. Rezultati

Gregori-Hansenovih testova kointegracije (prilazani u tabeli br. 119.) sugerišu da se ni u jednom od tri modela strukturnog prekida ne može govoriti o postojanju kointegracije između domicilnih varijabli R i G. Takođe, ni testovi kointegracije u prisustvu asimetričnog (TAR/MTAR) prilagođavanja u ovom slučaju ne pružaju argumente koji bi ukazali na eventualno postojanje dugoročne ravnotežne relacije između varijabli od interesa (tabela br.120).

Tabela 120. Srbija: Testovi kointegracije uz TAR/MTAR prilagođavanje (varijable R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
-1,663	3,165	-
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
0,451	3,683	-

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti. F-statistika za nultu hipotezu o simetričnom prilagođavanju (Fa) u ovom slučaju nije relevantna imajući u vidu odsustvo kointegracije.

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući u obzir sve pomenute rezultate, može se konstatovati da je jedino Johansenova procedura pružila izvesne dokaze koji govore u prilog potencijalnoj kointegriranosti između domicilnih serija javnih prihoda i javnih rashoda na nivou signifikantnosti od 5%, i to samo u slučaju originalnih statistika, budući da nakon korekcije za male uzorke i u okviru te procedure pomenuta veza postaje značajno niže signifikantna. Nadalje, čak i ako bi se uvažilo prisustvo kointegracije na osnovu rezultata Johansenove procedure, prilikom ocene ravnotežnog modela DOLS metodom, parametar uz varijablu javnih rashoda je za sve potencijalne kombinacije prethodnika i sledbenika uvek ili visoko statistički nesignifikantan ili ima negativnu vrednost, pri čemu i jedno i drugo u skladu sa teorijskim fundamentima nedvosmisleno sugerise fiskalnu neodrživost u analiziranom periodu. Dodatno, eventualni model korekcije greške ocenjen na bazi takve kointegracione relacije ne ispoljava karakteristike neophodne za stabilnost sistema.

Vodeći ovu diskusiju još jedan korak dalje, i uzimajući u obzir rezultate GH testova (tabela br. 119) zapaža se da su dokazi u prilog eventualnoj kointegraciji u prisustvu strukturnog loma najjači u modelu promene režima sa trendom (C/T) uz endogeno identifikovani datum prekida u drugom kvartalu 2014 godine⁹². Iako se kointegracija u ovom slučaju može konstatovati samo uz neuobičajeno veliki rizik greške, ocenjeni model ravnotežne relacije ima veoma dobra ekonometrijska svojstva (tabela br. 121). Naime, model prolazi sve dijagnostičke testove a svi parametri, uključujući i veštačku promenljivu koja nastoji da obuhvati efekat strukturne promene, su signifikantni na nivou od 5%. Takođe,

⁹² Kao što će biti detaljno obrazloženo u nastavku ove tačke i u okviru ispitivanja fiskalne održivosti u kontekstu modela funkcije fiskalne reakcije endogeno određeni strukturni prekid je takođe zabeležen u drugoj polovini 2014. godine što svakako sugerise da su se veoma važne fiskalne promene u domicilnoj ekonomiji odigrale upravo u tom periodu. Prethodno je nadalje još jedan argument koji govori u prilog uključivanju veštačke varijable koja nastoji da obuhvati strukturnu promenu počevši od 2014Q2 u prihodno-rashodnu ravnotežnu relaciju u smislu modela IBC, uprkos tome što kointegracija u ovom slučaju nije formalno potvrđena GH testovima.

parametar uz varijablu javnih rashoda je veći od nule⁹³, što sugeriše postojanje slabe održivosti u smislu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Međutim, još jednom je bitno naglasiti da se pomenuti rezultati moraju posmatrati sa visokim nivoom obazrivosti budući da je postojanje kointegracije u ovom slučaju upitno.

Tabela 121. Srbija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 G_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 1,3)</i>				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	27,782	8,594	3,233	0,003
α_2	3,713	0,539	6,885	0,000
β_1	0,382	0,191	2,001	0,053
β_2	-0,171	0,019	-9,149	0,000
$R^2 = 0,784$ $JB = 1,312 [0,519]$ $LB(4) = 5,471 [0,242]$ $LB^2(4) = 3,564 [0,468]$				

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući u obzir sve prethodno, zaključak je da preovlađujući empirijski rezultati ukazuju na odsustvo (stabilne) dugoročne kointegracione veze između javnih prihoda i javnih rashoda u Srbiji, što prema teorijskim osnovama modela IBC govori u prilog neodrživoj fiskalnoj poziciji u analiziranom periodu. U tom smislu, iako postoje izvesni dokazi koji uz nešto niži nivo pouzdanosti ipak sugerišu slabu fiskalnu održivost u domiclinom slučaju, pomenuti argumenti nisu dovoljno jaki za prihvatanje prve pomoćne hipoteze (H_{01}) u ovoj emergentnoj ekonomiji.

Testiranje hipoteze H_{02}

Za razliku od većine prethodno ispitanih emergentnih ekonomija, a imajući u vidu odsustvo kointegracije između domicilnih serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G), istraživanje pravca uzročnosti u slučaju Srbije počinje analizom modela u koji varijable od interesa ulaze u prvim diferencama (tabela br. 122). Fokusirajući se prvo na jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija javnih prihoda, primećuje se da se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih rashoda ka javnim приходima ne može odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou statističke značajnosti.

⁹³ Restrikcija o jediničnoj vrednosti parametra β_1 međutim nije testirana imajući u vidu da u okviru opisanog slučaja ni teorijski ne može biti reči o jakoj održivosti fiskalne politike.

Takođe, iz jednačine koja prikazuje kratkoročnu dinamičku vezu između varijabli R i G u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije javnih rashoda, zapaža se i odsustvo uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u suprotnom pravcu – od javnih prihoda ka javnim rashodima. Takođe, zapaža se visok nivo inkrementalizma u vođenju fiskalne politike (visoka signifikantnost parametra α_1 u prihodnoj i parametra β_1^* u rashodnoj jednačini kratkog roka).

Tabela 122. Srbija: Model u prvim diferencama (varijable R i G)

<i>ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i \Delta G_{t-i} + u_t$</i>				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	0,008	0,121	0,068	0,946
α_1	-0,281	0,099	-2,846	0,007
β_1	0,013	0,043	0,296	0,769
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 0$ F (1, 43) = 0,088 [0,769]				
<i>ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^1 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + u_t^*$</i>				
varijabla	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,041	0,209	0,199	0,843
α_1^*	-0,411	0,386	-1,064	0,293
β_1^*	-0,461	0,105	-4,371	0,000
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = 0$ F (1, 43) = 0,131 [0,293]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 123. Srbija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 0,805 [0,668]	χ^2 test stat. = 1,302 [0,521]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Dodatno, ni Toda-Jamamoto pristup (tabela br. 123.) ne pruža uverljive dokaze o postojanju uzročnosti u smislu Grejndžera između ispitivanih varijabli ni u jednom pravcu. Međutim, vraćajući se još jednom na relaciju iz tabele br. 121. i na potencijalni (na osnovu nje ocenjeni) simetrični⁹⁴ model korekcije greške, može se konstatovati odgovarajuća signifikantnost, predznak i intenzitet parametra uz član korekcije greške u okviru jednačine

⁹⁴ Potencijalno nelinearnoj fiskalnoj dinamici u ovom slučaju nije posvećena posebna pažnja budući da u skladu sa rezultatima testova kointegracije sa TAR/MTAR specifikacijama koji uvažavaju endogeno identifikovani strukturni prekid u 2014Q2 (nisu prikazani) ili bez njega (tabela br. 120) ne može biti govora ni o kointegraciji pa samim tim ni o asimetričnom prilagođavanju ravnotežnoj relaciji.

u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija javnih prihoda što sugerise postojanje dugoročne uzročnosti koja ide u pravcu od varijable G ka R odnosno rashodno vođeni fiskalni režim⁹⁵. Ipak pomenuti rezultat se mora uzeti sa rezervom budući da je postojanje kointegracije u ovom slučaju upitno.

Imajući na umu sve navedeno, može se ustanoviti da postoje veoma jaki ekonometrijski dokazi koji sugerisu da je u analiziranom periodu u Srbiji preovlađivao fiskalni model institucionalne separacije, odnosno samo izrazito slabi dokazi koji ukazuju na rashodno vođeni režim (teorijski koncept „troši-oporezuj“). U tom smislu, zaključak je da ne postoji jaka empirijska osnova za prihvatanje druge pomoćne hipoteze ovog istraživanja (H_{02}) u domicilnom slučaju.

Testiranje hipoteze H_{03}

Nakon što je istraživanjem validnosti pomoćnih hipoteza H_{01} i H_{02} održivost fiskalne politike u Srbiji ispitana sa aspekta teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja, pažnja se u nastavku preusmerava na modeliranje funkcije fiskalne reakcije, odnosno ispitivanje postojanja dugoročnih i kratkoročnih dinamičkih veza na relaciji primarni budžetski saldo (PB) vs. javni dug (D). Slično kao i kod testiranja kointegracije između javnih prihoda i javnih rashoda, i u ovom slučaju empirijska strategija podrazumeva tri različite vrste testova – Engl-Grejdžerovu dvostepenu proceduru, Johansenove testove bazirane na VAR modelu i Gregori-Hansenove testove kointegracije u prisustvu strukturnog loma.

Tabela 124. Srbija: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-0,380	0,997	-1,511	0,996
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-1,857	0,605	-5,547	0,670

Izvor: samostalna izrada autora

Rezultati EG testa (tabela br. 124.) ukazuju da se nulta hipoteza o odsustvu kointegracije između varijabli PB i D ne može odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou pouzdanosti, a pomenuti zaključak je robustan nevezano za to da li je reč o modelu sa konstantom i trendom ili samo konstantom. Sa druge strane, Johansenova procedura ispitivanja kointegracije (tabela br. 125.) pruža dokaze da kointegracija između varijabli od interesa ipak postoji. Naime, na postojanje jednog kointegracionog vektora ukazuju kako originalne vrednosti testa traga matrice i testa najveće sopstvene vrednosti, tako i statistike korigovane faktorom za male uzorke.

⁹⁵ Preostali rezultati ne pružaju nikakv dodatni, novi ili različit uvid u prihodno-rashodni kauzalni neksus u odnosu na rezultate prezentovane u glavnom tekstu, te stoga pomenuti model korekcije greške nije ni prikazan.

Tabela 125. Srbija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	24,854	22,783	20,128	18,450
najviše 1	4,727	4,333	4,727	4,333

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi (tabela br. 126.) sugerišu prisustvo kointegracije u modelu promene nivoa (C) i promene nivoa sa trendom (C/T), ali sa druge strane na nivou statističke signifikantnosti od 5% ne potvrđuju postojanje kointegracione relacije između varijabli PB i D u slučaju modela promene režima (C/S). Endogeno identifikovani datum prekida u kompleksnijem od dva modela koji su potvrdili kointegraciju (C/T) odnosi se na treći kvartal 2014. godine – vremensku tačku nakon koje je otpočeo srednjoročni period intenzivne fiskalne konsolidacije u Srbiji.

Tabela 126. Srbija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-4,840	2010Q4
C/T	-5,634	2014Q3
C/S	-4,842	2010Q4

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

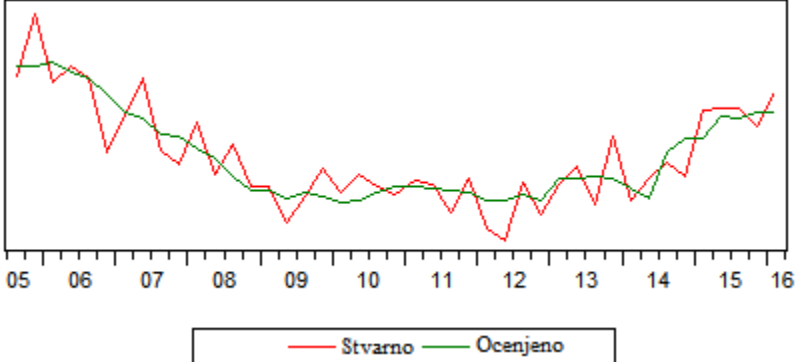
Izvor: samostalna izrada autora

Polazeći od rezultata GH testa kointegracije u modelu promene nivoa sa trendom (C/T) u nastavku istraživanja ocenjena je dugoročna ravnotežna relacija između domicilnih varijabli primarnog budžetskog salda i javnog duga (tabela br. 127). Parametri kointegracione relacije ocenjeni su DOLS metodom uz korišćenje jednog prethodnika i tri sledbenika prve diference nezavisne varijable, kao specifikacijom koja je obezbedila najbolja ekonometrijska svojstva izabranom modelu uz srazmerno najmanji gubitak stepeni slobode.

Posmatrajući ocenjen model (tabela br. 127) zapaža se visoka statistička signifikantnost svih parametra, uključujući one uz veštačku promenljivu koja obuhvata dejstvo strukturne promene, kao i parametra uz trend, što govori u prilog adekvatnosti odabranog modela. Takođe, ocena parametra uz varijablu javnog duga (β_1) je veća od nule, ukazujući da

postoji određeni stepen reaktivnosti varijable primarnog budžetskog deficita na promene u nivou javnog duga. Naime, ocenjeni model ukazuje da je u analiziranom periodu za svakih 10 procentnih poena rasta javnog zaduženja, primarni budžetski saldo u proseku rastao (odnosno primarni budžetski deficit opadao) za približno 1 procentni poen. Imajući u vidu da pomenuto nedvosmisleno potvrđuje postojanje održive i adekvatne funkcije fiskalne reakcije, kao i da se ne može govoriti o slaboj reakciji, može se smatrati da treća pomoćna hipoteza (H_{03}) u Srbiji nije potvrđena.

Tabela 127. Srbija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable PB i D)

ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \alpha_2 Dum_t + \beta_1 D_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 1, 3)				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	-3,962	0,468	8,460	0,000
α_2	2,058	0,585	3,515	0,001
β_1	0,109	0,015	7,413	0,000
β_2	-0,147	0,028	-5,199	0,000
$R^2 = 0,784$ $JB = 0,130 [0,937]$ $LB(4) = 7,010 [0,135]$ $LB^2(4) = 6,175 [0,186]$				
				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{04}

U okviru ispitivanja validnosti poslednje pomoćne hipoteze u Srbiji, pravac uzročnosti između primarnog budžetskog salda i javnog duga ispitan je na dva načina. U okviru prvog načina, na osnovu ocenjene dugoročne ravnotežne kointegracione relacije između varijabli PB i D (tabela br. 127) ocenjen je model korekcije greške (tabela br. 128), dok je u drugoj fazi robustnost dobijenih zaključaka proverena primenom Toda-Jamamoto procedure koja se bazira na VAR modelu i podrazumeva korišćenje modifikovane WALD statistike.

Posmatrajući model korekcije greške (tabela br. 128) i to prvo jednačinu u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija varijable primarnog budžetskog salda, zapaža se visoka statistička signifikantnost parametra uz član korekcije greške, koji ima i druga poželjna svojstva (negativnog je predznaka i po apsolutnoj vrednosti manji od jedinice). Takođe, testiranje restrikcija na ocenjene parametre uz prvu diferenciju varijable D govori u prilog odbacivanju nulte hipoteze o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od javnog duga ka primarnom budžetskom saldu. Dodatno, može se konstatovati da je

parametar uz varijablu koja se odnosi na proizvodni jaz je signifikantan na nivou od 10% i pozitivnog predznaka što ukazuje da su kreatori ekonomske politike u periodu analize pretežno nastojali da vode kontracikličnu fiskalnu politiku.

Kada je reč o jednačini u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencna varijable D, ocenjeni parametri uz odgovarajuće docnje varijable ΔPB kao i uz član korekcije greške imaju očekivane predznake, međutim nisu signifikanti na standardnim nivoima pouzdanosti. U tom smislu se u okviru modela korekcije greške ne može govoriti ni o kratkoročnoj ni o dugoročnoj uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable primarnog budžetskog salda ka varijabli javnog duga.

Tabela 128. Srbija: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta D_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 exp_gap + \delta_2 out_gap + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,068	0,144	-0,472	0,639
α_1	-0,176	0,134	-1,310	0,198
α_2	-0,175	0,067	-2,620	0,013
β_1	0,035	0,058	0,601	0,552
β_2	0,101	0,037	2,712	0,010
γ_1	-0,853	0,145	-5,898	0,000
δ_1	-0,175	0,017	-10,262	0,000
δ_2	0,151	0,083	1,815	0,078
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$ F (2,35) = 4,871 [0,014]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta D_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* exp_gap + \delta_2^* out_gap + \tilde{u}_t$				
varijabla	ocenaparam.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,131	0,336	0,389	0,699
α_1^*	-0,115	0,375	-0,308	0,760
α_2^*	-0,164	0,137	-1,190	0,242
β_1^*	0,437	0,161	2,721	0,010
β_2^*	0,259	0,120	2,156	0,038
γ_2	0,116	0,558	0,208	0,837
δ_1^*	-0,006	0,076	-0,086	0,932
δ_2^*	-0,068	0,204	-0,334	0,740
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ F (2,35) = 0,838 [0,441]				

Napomena: U uglastim zagrada su prikazane p-vrednosti

Izvor: samostalna izrada autora

Ipak, rezultati Toda-Jamamoto procedure ispitivanja uzročnosti bazirane na VAR modelu (tabela br. 129), kojima se u okviru ovog istraživanja pridaje srazmerno veća težina,

navode na nešto drugačiji zaključak. Naime, empirijski dokazi ovog puta idu u prilog postojanju jednosmerne uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od primarnog budžetskog salda ka nivou javnog duga, što dalje u skladu sa teorijskim postavkama ukazuje da je u ispitivanom periodu preovlađivao režim fiskalne dominacije. Imajući pomenuto u vidu može se zaključiti da je poslednja pomoćna hipoteza (H_{04}) u Srbiji potvrđena.

Tabela 129. Srbija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 2,009 [0,366]	χ^2 test stat. = 6,509 [0,038]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

4.8. Makedonija

Analiza održivosti fiskalne politike u Makedoniji počinje ispitivanjem reda integrisanosti vremenskih serija korišćenih u istraživanju. Rezultati ADF testa za sve varijable u nivoima sugerišu da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena u vremenskim serijama ne može odbaciti, a na isti zaključak upućuju i rezultati DF-GLS testa za varijable G, PB i D (uz rizik greške od 5%) odnosno R (uz rizik greške od 1%). Dodatno, rezultati KPSS testa za varijable u nivoima govore u prilog nestacionarnosti serija javnih rashoda (G), primarnog budžetskog salda (PB) i javnog duga (D), dok se u slučaju serije javnih prihoda (R) nulta hipoteza od stacionarnosti ne može odbaciti pri uobičajenim nivoima statističke signifikantnosti. Sa druge strane, korišćeni testovi ukazuju da nakon postupka diferenciranja sve vremenske serije ispoljavaju svojstvo stacionarnosti (tabela br. 130).

Tabela 130. Makedonija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Varijable	ADF	DF-GLS	KPSS
R	-3,187 (1)	-3,260 (1)	0,076 (4)
G	-1,690 (3)	-2,489 (4)	0,151 (3)
PB	-2,229 (1)	-2,359 (1)	0,162 (4)
D	-1,813 (2)	-1,673 (3)	0,204 (5)
Δ R	-6,969 (0)	-7,043 (0)	0,046 (3)
Δ G	-7,341 (2)	-2,659 (3)	0,046 (2)
Δ PB	-9,263 (0)	-9,099 (0)	0,082 (3)
Δ D	-3,452 (1)	2,098 (2)	0,453 (4)

Napomene: Δ je operator prve diference. Konstanta i trend (C+T) su uključeni u testove koji se odnose na varijable u nivoima dok je samo konstanta (C) uključena u testove koji se odnose na varijable u prvim diferencama. Brojevi u zagradama se odnose na korišćeni broj docnji (legova). Na nivou signifikantnosti od 5% kritične vrednosti za C+T model su: 3,515 za ADF test, -3,190 za DF-GLS test i 0,146 za KPSS test, odnosno za model koji uključuje samo konstantu -2,930 za ADF test, -1,948 za DF-GLS test i 0,463 za KPSS test.

Izvor: samostalna izrada autora

Voglsang-Peronovi testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma (tabela br. 131) dodatno potvrđuju rezultate dobijene primenom ADF, DF-GLS i KPSS testova. U slučajevima varijabli R, G i D pomenuti testovi u nivoima posmatranih serija jasno navode na zaključak da za endogeno identifikovane datume strukturnog prekida nije moguće odbaciti nultu hipotezu o postojanju jediničnog korena, a pomenuti rezultat je robustan za oba modela strukturnog prekida (AO i IO) i to uz visok nivo pouzdanosti. Kada je reč o varijali primarnog budžetskog salda (PB), VP testovi pružaju mešovite rezultate – u kontekstu inovacionog (IO) modela strukturnog prekida postoje izvesni dokazi koji govore u prilog stacionarnosti uz prisustvo jednog strukturnog loma, dok u slučaju aditivnog modela (AO) uz nivo greške od (približno) 5% rezultati ipak sugerišu nestacionarnost u nivou serije.

Imajući u vidu da i sami autori Voglsang i Peron (Vogelsang & Perron, 1998) navode da poželjno preferirati AO modelski okvir čak i kada su podaci zapravo generisani prema IO modelu, ali uvažavajući takođe i grafičku inspekciju kretanja pomenute serije kao i činjenicu da u slučaju promene kriterijuma za izbor broja docnji rezultati oba testa nedvosmisleno ukazuju da se radi o nestacionarnosti u nivou serije PB, može se smatrati da su sve varijable korišćene u istraživanju integrisane prvog reda, što predstavlja odgovarajuću podlogu za ispitivanje potencijalnih kointegracionih svojstava na relacijama javni prihodi *versus* javni rashodi kao i primarni budžetski saldo *versus* javni dug.

Tabela 131. Makedonija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Varijable	VP(IO)	T _b	VP(AO)	T _b
R	-3,565	2009Q1	-2,877	2008Q2
G	-4,403	2007Q3	-4,183	2007Q4
PB	-7,023	2008Q3	-5,279	2007Q4
D	-4,310	2007Q3	-3,981	2009Q3

Napomene: Rezultati se odnose na varijable u nivoima. Kritična vrednost za VP testove na nivou signifikantnosti od 5% je -5,176.

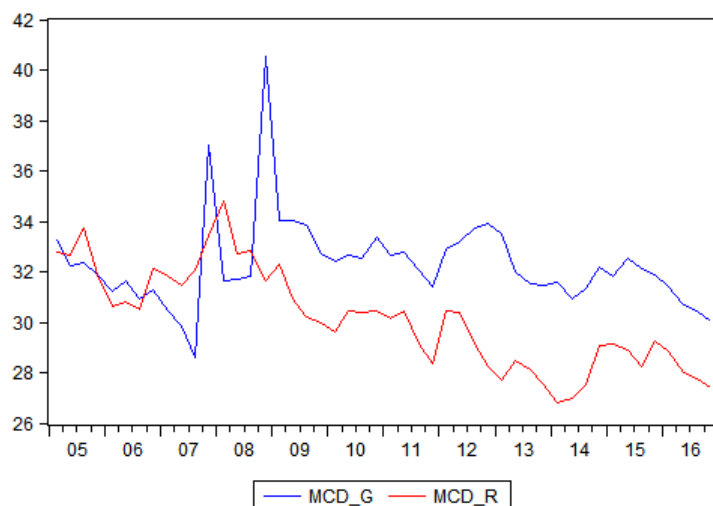
Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H₀₁

Grafička analiza vremenskih serija javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G) u slučaju Makedonije (grafikon br. 26) ukazuje na visok nivo sinhronizacije u kretanju između pomenute dve varijable u periodu pre krize, ali i na izvestan budžetski jaz deficitarnog tipa u periodu koji je usledio nakon izbijanja Velike recesije.

Takođe, za razliku od većine ostalih ispitivanih emergentnih ekonomija, u slučaju Makedonije karakteristično je to što nakon inicijalne diskrepance u budžetu (krajem 2008. odnosno početkom 2009. godine) sa protokom vremena serije javnih prihoda i javnih rashoda ne ispoljavaju tendenciju ponovne konvergencije, sve do kraja ispitivanog razdoblja. Sa druge strane, bitno je primetiti da se deficitarni jaz ni ne produbljuje odnosno ostaje na (približno) istom nivou.

Grafikon 26. Makedonija: prikaz vremenskih serije R i G



Izvor: samostalna izrada autora

Formalno testiranje fiskalne održivosti u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja počinje Engl-Grejdžerovim testovima kointegracije između varijabli javnih prihoda (R) i javnih rashoda (G). Kako sugerišu rezultati prezentovani u tabeli br. 132. tau-statistika u modelu sa konstantom i trendom sugeriše postojanje jedne kointegracione veze između pomenutih varijabli (doduše uz nešto veći rizik greške od blizu 10%) dok, sa druge strane, obe EG statistike u modelu koji uključuje samo konstantu kao ni z-statistika u modelu sa konstantom i trendom ne pružaju empirijske dokaze za odbacivanje nulte hipoteze o odsustvu kointegracije između pomenutih varijabli.

Tabela 132. Makedonija: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,731	0,089	99,894	0,999
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-1,263	0,842	-2,993	0,877

Izvor: samostalna izrada autora

Kada je reč o Johansenovoj proceduri ispitivanja kointegracije (tabela br. 133) rezultati kako testa traga tako i testa najveće sopstvene vrednosti navode na zaključak o odsustvu kointegracije između varijabli R i G, i to nezvano za faktor korekcije za male uzorke. Pri tome, važno je napomenuti da su rezultati Johansenove procedure bazirani na VAR(5) modelu kao najnižem redu vektorskog autoregresivnog modela koji je ispoljio zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva kako u smislu stabilnosti tako i u pogledu normalnosti, homoskedastičnosti i odsustvu autokorelacije u rezidualima.

Tabela 133. Makedonija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	16,825	13,319	13,122	10,387
najviše 1	3,704	2,932	3,704	2,932

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(5) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednost na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (tabela br. 134) ne pružaju dokaze o eventualnoj kointegracionoj vezi između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda uz uvažavanje jednog endogeno determinisanog strukturnog loma u kointegracionoj relaciji, a pomenuti zaključaj važi za sva tri modela strukturnog prekida – model promene nivoa (C), model promene nivoa sa trendom (C/T) i model promene režima (C/S).

Tabela 134. Makedonija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-4,459	2008Q4
C/T	-4,233	2008Q3
C/S	-4,299	2008Q3

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Sumirajući sve prikupljene empirijske dokaze, zaključuje se da jedino Engl-Grejdžerova procedura u slučaju modela sa konstantom i trendom pruža izvesne dokaze o postojanju kointegracije na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi u Makedoniji. U tom smislu, dugoročna ravnotežna relacija je ocenjena upravo polazeći od tog modela (tabela br. 135).

Kako se zapaža iz tabele br. 135. parametar uz varijablu javnih rashoda (β_1) je značajno veći od nule ali je signifikantan tek na nivou od 10%. Testiranje restrikcije u smislu nulte hipoteze o jediničnoj vrednosti ovog parametra još jednom govori u prilog samo slaboj održivosti fiskalne politike u smislu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Imajući sve pomenuto u vidu može se smatrati da je prva pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{01}) u Makedoniji potvrđena.

Tabela 135. Makedonija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varij. R i G)

ocenjen model oblika: $R_t = \alpha_1 + \beta_1 G_t + \beta_2 t + e_t$ (lag & lead: 2,3)				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	24,510	4,771	5,137	0,000
β_1	0,251	0,15	1,663	0,106
β_2	-0,107	0,017	-6,324	0,000
$R^2 = 0,772$ $JB = 0,470 [0,791]$ $LB(4) = 10,031 [0,040]$ $LB^2(4) = 6,739 [0,150]$				
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = 1$ F (1,33) = 24,619 [0,000]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Testiranje hipoteze H_{02}

Prateći usvojenu empirijsku strategiju, u prvom koraku ispitivanja validnosti druge pomoćne hipoteze (H_{02}) u slučaju Makedonije, dinamičke uzročne veze između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda istražene su polazeći od simetričnog modela korekcije greške (tabela br. 136).

Tabela 136. Makedonija: Simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika: $\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta G_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,059	0,119	-0,493	0,625
α_1	0,303	0,094	3,231	0,003
α_2	-0,041	0,098	-0,425	0,673
β_1	0,083	0,027	3,085	0,004
β_2	-0,128	0,041	-3,129	0,004
γ_1	-0,521	0,116	-4,472	0,000
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$ F (2,36) = 10,983 [0,000]				

ocenjen model oblika: $\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,029	0,227	-0,129	0,897
α_1^*	0,444	0,231	1,917	0,063
α_2^*	0,459	0,576	-0,797	0,431
β_1^*	-0,615	0,104	-5,929	0,000
β_2^*	-0,339	0,097	-3,499	0,001
γ_2	-0,022	0,441	-0,051	0,959
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$				
F (2,36) = 2,325 [0,112]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se sugerišu rezultati prezentovani u tabeli br. 136, a u okviru jednačine u kojoj je zavisna promenljiva prva diferencija varijable R, parametar uz član korekcije greške je visoko signifikantan i očekivanog predznaka što potvrđuje stabilnost prethodno ocenjene kointegracione relacije ali istovremeno i upućuje na postojanje dugoročne uzročne veze (u pravcu od G ka R). Takođe, u okviru iste jednačine, testiranjem restrikcije na ocenjene parametre moguće je zapaziti dokaze koji govore u prilog visoko signifikantnoj kratkoročnoj uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih rashoda ka javnim приходima. Sa druge strane, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija varijable G, ne može biti govora o dugoročnom vidu uzročnosti dok se nulta hipoteza o odsustvu (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide od javnih prihoda ka javnim rashodima ne može se odbaciti na nivou od 5% ali može uz rizik greške od (približno) 10%.

Tabela 137. Makedonija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

R ne uzrokuje G u smislu Grejndžera	G ne uzrokuje R u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. =7,655 [0,176]	χ^2 test stat. = 17,867 [0,003]

Napomena: $k+d_{\max}=6$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Prethodne dokaze u velikoj meri potvrđuje i Toda-Jamamoto procedura (tabela br. 137). Naime, i pomenuti pristup ukazuje na postojanje statistički visoko signifikantne uzročne veze koja ide od javnih rashoda ka javnim приходima, ali ne i u suprotnom pravcu. Ipak, identično kao i u slučajevima prethodno analiziranih ekonomija, pre donošenja definitivne odluke o validnosti druge pomoćne hipoteze (H_{02}) ovog istraživanja ispitana je i mogućnost nelinearnih TAR/MTAR specifikacija fiskalnog prilagođavanja.

Prateći rezultate prezentovane u tabeli br. 138. može se primetiti da je prisustvo kointegracije između varijabli od interesa potvrđeno samo u slučaju MTAR specifikacije i to samo na nivou signifikantnosti od 10%. Takođe, uzimajući u obzir da postoje argumenti za odbacivanje nulte hipoteze o simetričnom u korist alternative o MTAR prilagođavanju

(doduše uz rizik greške od nešto iznad 5%) u nastavku je ocenjen asimetrični model korekcije greške (tabela br. 139).

Tabela 138. Makedonija: Ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijab. R i G)

TAR		
τ	Φ	Fa
1,228	-4,737	-
MTAR		
τ	Φ^*	Fa
-0,591	6,717	3,707 [0,060]

Napomena: τ predstavlja utvrđenu graničnu vrednost. Kritične vrednosti za Φ i Φ^* statistiku na nivou signifikantnosti od 5% su 7,31 i 7,14 respektivno. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti. F-statistika za nultu hipotezu o simetričnom prilagođavanju (Fa) u okviru TAR specifikacije nije relevantna imajući u vidu odsustvo kointegracije u tom slučaju.

Izvor: samostalna izrada autora

Fokusirajući se na karakteristike asimetričnog MTAR modela greške, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija serije R, zapaža se odgovarajući predznak i signifikantnost parametra uz član korekcije greške samo u režimu u kojem se budžetski saldo poboljšava odnosno pogoršava za manje od pola procentna poena BDP-a dok u slučaju većeg pogoršanja budžetskog balansa javni prihodi nemaju sklonost konvergencije ka ravnoteži. U tom smislu, o dugoročnoj uzročnosti u smislu Grejndžera može se i govoriti samo u prvom od navedena dva režima, dok je kratkoročna uzročnost u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходima potvrđena testiranjem odgovarajućih restrikcija na ocenjene parametre. Sa druge strane, u okviru druge jednačine asimetričnog modela korekcije greške nema naznaka kako o kratkoročnoj tako ni o dugoročnoj uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od varijable R ka varijabli G, i to nevezano za fiskalni režim (ispod/iznad endogeno određenog praga).

Tabela 139. Makedonija: Asimetrični (MTAR) model korekcije greške (varijable R i G)

ocenjen model oblika:				
$\Delta R_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 e_{t-1} + u_t$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,013	0,113	-0,112	0,911
α_1	0,235	0,095	2,471	0,018
α_2	-0,084	0,111	-0,760	0,452
α_3	0,056	0,103	0,548	0,587
β_1	0,139	0,022	6,394	0,000
β_2	0,017	0,036	0,462	0,647
β_3	0,040	0,029	1,407	0,168
γ_1	-0,513	0,137	-3,755	0,001
γ_2	0,091	0,182	0,504	0,618
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$				
F (3,35) = 16,290 [0,000]				

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta G_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i^* \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i^* \Delta G_{t-i} + I_t \gamma_3 e_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_4 e_{t-1} + u_t^*$				
parametar	ocenjena vred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	-0,183	0,194	-0,941	0,353
α_1^*	0,036	0,328	0,111	0,912
α_2^*	-0,429	0,412	-1,043	0,304
α_3^*	0,059	0,369	0,159	0,874
β_1^*	-0,723	0,147	-4,931	0,000
β_2^*	-0,678	0,235	-2,881	0,007
β_3^*	-0,427	0,203	-2,105	0,042
γ_3	0,897	0,651	1,379	0,177
γ_4	0,373	0,513	0,726	0,473
testiranje restrikcije na ocenjeni parametar				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = \alpha_3^* = 0$				
F (3,35) = 1,540 [0,221]				

Napomena: U uglastim zgradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Uzimajući sve navedeno u obzir, može se zaključiti da prikupljeni empirijski dokazi u ovoj emergentnoj ekonomiji nedvosmisleno govore u prilog samo jednosmernoj uzročnosti između varijabli od interesa i to onoj koja ide u pravcu od javnih rashoda ka javnim приходима, što nadalje u skladu sa teorijskim osnovama sugerise rashodno vođeni režimu u periodu analize, čime je druga pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{02}) u Makedoniji potvrđena.

Testiranje hipoteze H_{03}

Modeliranje funkcije fiskalne reakcije u slučaju Makedonije, počinje ispitivanjem potencijalnih kointegracionih veza između varijabli PB i D. Engl-Grejdžerova procedura (tabela br. 140) u modelu sa konstantom i trendom ukazuje na prisustvo jedne kointegracione relacije (na nivou signifikantnosti od 10%) dok u slučaju modela koji uključuje samo konstantu obe EG test statistike isključuju takvu mogućnost uz visoke nivoe značajnosti.

Tabela 140. Makedonija: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Model sa konstantom i trendom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-3,820	0,071	-22,351	0,063
Model sa konstantom			
tau-statistika	p-vrednost	z-statistika	p-vrednost
-2,611	0,249	-11,331	0,247

Izvor: samostalna izrada autora

Tabela 141. Makedonija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

br. koint. vektora	test traga	test traga*	test najveće sopstvene vred.	test najveće sopstvene vred.*
nijedan	19,411	17,794	17,688	16,214
najviše 1	1,723	1,580	1,723	1,580

Napomene: test traga i test najveće sopstvene vrednosti označavaju originalne statistike koje su rezultat Johansenove procedure dok testovi sa oznakom zvezdice (*) označavaju vrednosti korigovane faktorom za male uzorke. Rezultati su bazirani na VAR(2) modelu. Korišćenjem Pantula principa, u pogledu determinističkih komponenti odabran je tzv. Johansenov slučaj 2. Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% za test traga su 20,262 i 9,164 odnosno za test najveće sopstvene vrednosti 15,892 i 9,164 (ni za jedan i za najviše jedan KV, respektivno).

Izvor: samostalna izrada autora

Kada je reč o Johansenovoj proceduri, test traga i test najveće sopstvene vrednosti ne upućuju na jednoznačan zaključak (tabela br. 141). Naime, na nivou signifikantnosti od 5% rezultati testa traga sugerišu odsustvo kointegracije dok test najveće sopstvene vrednosti ukazuje na postojanje jednog kointegracionog vektora, a oba pomenuta rezultata su robusna kako u slučaju originalnih test statistika tako i u slučaju statistika korigovanih faktorom za male uzorke. Međutim, uz nešto viši nivo signifikantnosti od 10% i rezultati testa traga govore u prilog postojanju kointegracije između varijabli od interesa.

Tabela 142. Makedonija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Model	ADF*statistika	Tb
C	-6,394	2008Q2
C/T	-7,001	2008Q2
C/S	-6,628	2008Q2

Napomene: Kritične vrednosti na nivou signifikantnosti od 5% su -4,61 za model promene nivoa (C), -4,99 za model promene nivoa sa trendom (C/T) i -4,95 za model promene režima (C/S). Tb se odnosi na endogeno identifikovani datum strukturnog loma.

Izvor: samostalna izrada autora

Konačno, Gregori-Hansenovi testovi (tabela br. 142) odbacuju nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije za sva tri model strukturnog prekida. Takođe, za sva tri modela, endogeno određeni datum strukturnog loma u dugoročnoj ravnotežnoj relaciji između javnih prihoda i javnih rashoda odnosi se na drugi kvartal 2008. godine, što još jednom koincidira sa otpočinjanjem Velike recesije i negativnim fiskalnim trendovima koji su usledili.

Imajući na umu rezultate Gregori-Hansenovih testova, parametri dugoročne ravnotežne (kointegracione) relacije ocenjeni su DOLS metodom polazeći od najkompleksnijeg (C/S) modela. Međutim, nakon ocene utvrđeno je da parametar uz veštačku promenljivu koja se odnosi na promenu nivoa nije statistički signifikantan pa je u daljoj analizi pomenuta varijabla isključena. Model je ocenjen uz korišćenje 2 prethodnika i 3 sledbenika prve diference nezavisne varijable, kao specifikacijom koja je obezbedila najbolja

ekonometrijska svojstva, uz srazmerno najmanji gubitak stepeni slobode. Rezultati su prezentovani u tabeli br. 143.

Ocenjeni model dugoročne ravnoteže (tabela br. 143) ispoljava zadovoljavajuća ekonometrijska svojstva o čemu svedoče rezultati dijagnostičkih testova. Jedini izuzetak predstavljaju visoke vrednosti Žark-Bera test statistike koja upućuje na odsustvo normalnog rasporeda reziduala, koji se međutim nije mogao ostvariti manjim promenama specifikacije ili proširivanjem modela (uvođenjem većeg broja docnji). Pometnuto je nadalje rezultat neke nestandardne opservacije, verovatno u sprezi sa otpočinjanjem krize, imajući u vidu da je jedan takav netipičan rezidual jasno vidljiv na grafikonu u okviru tabele br. 143 i to baš u poslednjem kvartalu 2008. godine. Ipak, imajući na umu ostala pozitivna svojstva ocenjenog modela, kao i stabilnost njegovih parametara, adekvatnost ovog modela za dalje ekonometrijsko modeliranje svakako nije upitna.

Tabela 143. Makedonija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (PB i D)

<i>ocenjen model oblika: $PB_t = \alpha_1 + \beta_1 D_t + \beta_2 D_t Dum_t + e_t$ (lag & lead: 3, 1)</i>				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
α_1	-2,182	1,142	-1,910	0,064
β_1	0,087	0,037	2,317	0,026
β_2	-0,079	0,016	-4,902	0,000
$R^2 = 0,658$ $JB = 80,488 [0,000]$ $LB(4) = 3,490 [0,479]$ $LB^2(4) = 6,392 [0,172]$				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Kako se dalje zapaža iz tabele br. 143, ocena parametra koji ukazuje na reakciju primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog duga (β_1) je signifikantna i pozitivna (0,087) što govori u prilog adekvatnoj i održivoj reakciji fiskalne politike u periodu pre strukturnog prekida. Međutim, ocena parametra β_2 ukazuje na značajan pad reakcije budžetskog salda na promene u javnom dugu u periodu nakon drugog kvartala 2008. godine, iako celokupan stepen reakcije i dalje ostaje na pozitivan, mada zanemarljiv (0,087-0,079=0,008). Naime, u periodu nakon strukturnog prekida, ocenjeni model ukazuje da je za svakih 10 procentnih poena rasta javnog zaduženja, primarni budžetski saldo rastao (odnosno primarni budžetski deficit opadao) u proseku za 0,1 procentni poen. Imajući u vidu da je nedvosmisleno reč o veoma slaboj (ograničenoj) reaktivnosti fiskalne politike, pomoćna hipoteza H_{03} u slučaju Makedonije se ne može odbaciti.

Testiranje hipoteze H_{04}

Ispitivanje karakteristika kratkoročnih dinamičkih veza između varijabli primarnog budžetskog salda i javnog duga počinje analizom modela korekcije greške (tabela br. 144). Posmatrajući prvo jednačinu u okviru koje je zavisna varijabla prva diferencija serije PB zapaža se negativni predznak i visoka signifikantnost člana korekcije greške što ukazuje na stabilnost prethodno ocenjene kointegracione relacije ali i odgovarajući pravac dugoročne uzročnosti u smislu Grejndžera (od varijable D ka PB). Dodatno, prema rezultatima standardnog F-testa nulta hipoteza o odsustvu (kratkoročne) uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u istom pravcu može se odbaciti uz visok nivo pouzdanosti. Za razliku od toga, u okviru jednačine u kojoj je zavisna varijabla prva diferencija serije D zapaža se odsustvo kako kratkoročne tako i dugoročne uzročnosti od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu.

Tabela 144. Makedonija: Model korekcije greške (varijable PB i D)

<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta PB_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta D_{t-i} + \gamma_1 e_{t-1} + \delta_1 exp_gap + \delta_2 out_gap + u_t$				
parametar	ocenjenavred.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_1	-0,091	0,097	-0,942	0,353
α_1	-0,026	0,103	-0,251	0,803
α_2	0,068	0,088	0,772	0,445
β_1	0,098	0,032	3,083	0,004
β_2	0,081	0,061	1,319	0,195
γ_1	-0,700	0,176	-3,975	0,000
δ_1	-0,167	0,045	-3,692	0,000
δ_2	0,227	0,078	2,898	0,006
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$ F (2,35) = 6,749 [0,003]				
<i>ocenjen model oblika:</i>				
$\Delta D_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i^* \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i^* \Delta D_{t-i} + \gamma_2 e_{t-1} + \delta_1^* exp_gap + \delta_2^* out_gap + \tilde{u}_t$				
varijabla	ocenaparam.	stand. greška	t-statistika	p-vrednost
μ_2	0,089	0,271	0,330	0,743
α_1^*	-0,142	0,213	-0,665	0,510
α_2^*	-0,181	0,169	-1,065	0,294
β_1^*	-0,028	0,164	-0,172	0,864
β_2^*	0,232	0,130	1,787	0,082
γ_2	0,210	0,270	0,778	0,442
δ_1^*	0,008	0,029	0,279	0,781
δ_2^*	-0,126	0,179	-0,704	0,486
testiranje restrikcija na ocenjene parametre				
Ho: $\alpha_1^* = \alpha_2^* = 0$ F (2,35) = 0,846 [0,438]				

Napomena: U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Sa druge strane, Toda-Jamamoto pristup (tabela br. 145) sugerije da se nulta hipoteza o odsustvu uzročnosti u smislu Grejndžera koja ide u pravcu od primarnog budžetskog salda ka javnom dugu ne može odbaciti ni na jednom uobičajenom nivou pouzdanosti, kao i odsustvo dokaza koji bi potkrepili eventualnu uzročnost u smislu Grejndžera koja ide u suprotnom pravcu.

Tabela 145. Makedonija: Ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijab. PB i D)

D ne uzrokuje PB u smislu Grejndžera	PB ne uzrokuje D u smislu Grejndžera
χ^2 test stat. = 0,295 [0,863]	χ^2 test stat. = 4,020 [0,134]

Napomena: $k+d_{\max}=3$. U uglastim zagradama su prikazane p-vrednosti.

Izvor: samostalna izrada autora

Toda-Jamamoto pristup dakle ne pruža jasne dokaze koji bi rasvetlili distinkciju na relaciji fiskalne *versus* monetarne dominacije u ovoj ekonomiji, pa je stav o validnosti četvrte pomoćne hipoteze formiran polazeći od analize bazirane na modelu korekcije greške. U tom smislu, može se smatrati da je u ovoj emergentnoj ekonomiji u ispitivanom periodu preovlađivao režim monetarne dominacije odnosno da postoji osnov za zaključak da četvrta pomoćna hipoteza ovog istraživanja (H_{04}) u slučaju u Makedonije nije potvrđena.

5. Diskusija i implikacije po ekonomsku politiku

Nakon detaljnog prikaza rezultata ekonometrijskog istraživanja za svaku od odabranih emergentnih ekonomija pojedinačno, u okviru poslednje tačke ove disertacije prikupljeni empirijski dokazi interpretirani su komparativno, ali i uz neizostavni ekonomsko-politički diskurs. Generalno, rezultati ukazuju da se ispitivane determinante fiskalne održivosti razlikuju u okviru grupe odabranih ekonomija, što u izvesnom smislu potvrđuje opravdanost korišćene ekonometrijske metodologije analize vremenskih serija za svaku pojedinačnu nacionalnu ekonomiju, pre nego alternativnih metoda panela, naročito onih koje podrazumevaju heterogenost u okviru uzorka. Ipak, nevezano za utvrđene razlike u pogledu načina ispoljavanja i intenziteta delovanja pojedinih atributa održivosti fiskalne politike, analizirajući sve prikupljene rezultate moguće je zaključiti da preovlađujući dokazi idu u prilog validnosti glavne hipoteze ovog istraživanja odnosno stavu da je fiskalna pozicija odabranih emergentnih ekonomija slaba.

Kada je reč o ispitivanim determinantama održivosti fiskalne politike u prvoj etapi istražene su kointegracione veze između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda, i to u kontekstu teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja (IBC). Prikupljeni empirijski dokazi potvrdili su pomoćnu hipotezu H_{01} o slabom obliku intertemporalne fiskalne održivosti u najvećem broju analiziranih ekonomija (Turskoj, Mađarskoj, Bugarskoj i Makedoniji). Takođe, pomenuta hipoteza je delimično potvrđena i u Rumuniji i Poljskoj imajući u vidu ekstremno slabljenje fiskalne pozicije u ove dve ekonomije nakon endogeno određenih strukturnih lomova. Izuzetak od očekivane slabe intertemporalne održivosti fiskalne politike predstavljaju slučajevi Srbije i Hrvatske za koje je istraživanje ukazalo na neodrživost fiskalne putanje u ispitivanom periodu. Prethodno je svakako i u

skladu sa fiskalnim trendovima u ove dve ekonomije koji su u najvećem delu analizi podvrgnutog perioda bili izrazito negativni. Takođe, programi (kredibilnih) fiskalnih konsolidacija su u obe ove ekonomije otpočeli relativno kasno u poređenju sa ostalim emergentnim ekonomijama iz uzorka, što je uticalo na to da efekti preduzetih mera nisu mogli biti u punom obimu obuhvaćeni sprovedenim istraživanjem. Ipak, analiza koja polazi od teorijskog modela funkcije fiskalne reakcije nedvosmisleno je prepoznala napore kreatora ekonomske politike usmerene na stabilizaciju javnih finansija kako u Srbiji tako i u Hrvatskoj, o čemu će više biti reči u nastavku ove tačke.

Nadalje, posmatrajući samo zemlje u kojima je zabeležena neka forma održivosti u kontekstu modela IBC, rezultati su pokazali da je kointegracioni koeficijent u dugoročnoj ravnotežnoj relaciji između javnih prihoda i javnih rashoda najjačeg intenziteta u Bugarskoj što nadalje i odgovara činjenici da je ova ekonomija tokom celokupnog perioda istraživanja imala relativno najstabilniju fiskalnu poziciju, uspešno izbegavala prociklične politike i bila posvećena poreskoj strukturi koja favorizuje ekonomski rast. Takođe, posebnu pažnju privlači i slučaj Turske u kojoj je u periodu pre identifikovanog strukturnog prekida veza na relaciji javni prihodi *versus* javni rashodi bila toliko snažna da je čak zadovoljavala stroge uslove čvrstog oblika fiskalne održivosti. To je svakako i u skladu sa iskustvenim obeležjima praktičnog vođenja fiskalne politike u ovoj nacionalnoj ekonomiji. Naime, od početka novog milenijuma u Turskoj je tokom petogodišnjeg perioda implementiran sveobuhvatni program makroekonomskih reformi, sa veoma izraženom fiskalnom komponentom. Pomenuti program je u velikoj meri sproveden pod pokroviteljstvom Međunarodnog monetarnog fonda, a napredak koji je ova ekonomija ostvarila u fiskalnom smislu je bio zaista impresivan, što je nedvosmisleno prepoznala i ekonometrijska analiza sprovedena u okviru ove disertacije. Međutim, nakon uvažavanja strukturne promene u dugoročnoj relaciji čiji endogeno određeni tajming koincidira sa periodom u kome dolazi do promene u kursu fiskalne politike (od restriktivnog ka ekspanzivnom) pomenuta veza između dve strane budžeta i u Turskoj slabi, i po intenzitetu se približava drugim emergentnim ekonomijama.

Nakon ispitivanja kointegracionih svojstava između varijabli od interesa u skladu sa teorijskim modelom intertemporalnog budžetskog ograničenja, istražene su dinamičke uzročne veze između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda. Inicijalno očekivanje rashodno dominantnog režima, formulisano u drugoj pomoćnoj hipotezi (H_{02}), potvrđeno je u Turskoj, Rumuniji, Bugarskoj, Hrvatskoj i Makedoniji. Za razliku od toga, u Mađarskoj i Poljskoj preovlađujući ekonometrijski rezultati idu u prilog prihodno vođenom režimu (teorijska osnova „oporezuj-troši“) dok se Srbija izdvojila kao poseban slučaj u kome postoje naznake koje ukazuju na dominaciju „troši-oporezuj“ koncepta u dugom toku, ali je većina dokaza ipak konzistentna sa postavkom institucionalne separacije.

Imajući u vidu da je u najvećem broju ispitivanih ekonomija potvrđena teza o rashodno-vođenom režimu, može se reći da su kreatori ekonomske politike u ovim ekonomijama skloni da prvo donose odluke o javnim izdacima a tek potom one koje se tiču poreske politike, što dodatno naglašava slab karakter fiskalne politike. Prethodno se objašnjava činjenicom da nakon potrošnje ponekad nije moguće prikupiti sva potrebna sredstva za njeno finansiranje na redovan način (oporezivanjem), što to u daljem razvoju događaja gotovo neizostavno rezultira fiskalnim deficitima i potencijalno neodrživim fiskalnim putanjama. Stoga se može zaključiti da izvori fiskalnih neravnoteža u ovim ekonomijama prevashodno leže na potrošnoj strani, sugerišući da reforme usmerene na racionalizaciju (prevashodno tekućih) javnih izdataka predstavljaju ispravan put za korekciju deficitarnih

pritisaka. Naglasak na obeshrabrivanju tekućih (pre nego kapitalnih) rashoda je izuzetno važan u smislu budućih efekata aktuelnih napora za fiskalnom konsolidacijom. Naime, kapitalni infrastrukturni rashodi, za razliku od tekućih, ispoljavaju dugoročno blagotvorno dejstvo na ekonomski rast i razvoj, dok su efekti tekućih izdataka limitirani na veoma kratkoročne potrošne efekte, najčešće slabog intenziteta. U tom kontekstu, praksa kojoj su pribegavali kreatori ekonomske politike u gotovo svim analiziranim emergentnim ekonomijama u prethodnom periodu, a koja je podrazumevala da se prilikom manifestovanja prvih pokazatelja eventualne fiskalne neravnoteže reaguje najpre oštrim snižavanjem investicione javne potrošnje, sa ekonomskog stanovišta neosporno je pogrešna, iako se ista može razumeti sa aspekta teorije političkih ciklusa.

Sa druge strane, u ekonomijama u kojima se ispostavilo da preovlađuje teorijski fundament „oporezuj-troši“ (Poljska, Mađarska) kreatori ekonomske politike moraju da budu naročito obazrivi prilikom koncipiranja konsolidacionih akcija sa prihodne strane, budući da mere oslonjene samo na rast poreza u slučajevima u kojima preovlađuje pomenuti koncept najčešće ne deluju stabilizaciono bez napora koji su istovremeno usmereni na očuvanje nominalne konstantnosti rashodne strane budžeta. Konačno, dokazi koji govore u prilog hipotezi institucionalne separacije u kombinaciji sa neodrživom fiskalnom putanjom u period analize (Srbija) predstavljaju najmanje poželjan scenario, koji nedvosmisleno naglašava značaj aktuelnih napora za mnogo obuhvatnijom reformom kako javnih rashoda tako i poreske politike, uključujući tu i potrebu za homogenizacijom procesa fiskalnog odlučivanja.

Takođe, u okviru istraživanja koje se odnosi na prihodno-rashodni kauzalni neksus, dodatni uvid u karakteristike fiskalne dinamike odabranih emergentnih ekonomija ostvaren je ispitivanjem potencijalnog prisustva nelinearnog TAR/MTAR prilagođavanja. U tom smislu, prikupljeni rezultati su u velikom broju ekonomija potvrdili prisustvo asimetričnih efekata, a dokazi prevashodno sugerišu da javni rashodi uglavnom ne ispoljavaju tendenciju konvergencije ka dugoročnoj ravnoteži nevezano za režim, dok je u pojedinim slučajevima (npr. Hrvatska) u situaciji deficita zapažena čak signifikantna divergencija potrošne strane budžeta. Sa druge strane, javni prihodi su prema dobijenim rezultatima u najvećem broju slučajeva skloni adekvatnom prilagođavanju dugoročnoj ravnoteži u oba režima - iznad i ispod određenog praga odnosno kako u slučaju poboljšavanja tako i pogoršavanja budžetskog salda (u slučaju TAR odnosno MTAR modela, respektivno). Ipak, dinamika prilagođavanja je gotovo uvek dva do tri puta slabija u slučaju deficitarnih tendencija. Prethodno još jednom potvrđuje u literaturi dobro poznati stav da kreatori ekonomske politike posebno blagonaklono gledaju na poreske reforme ukoliko im situacija u javnim finansijama dozvoljava redukciju poreskog opterećenja dok su u suprotnom fiskalne akcije često mnogo manje odlučne. Dodatno, dobijeni rezultati takođe idu u prilog činjenici da u slučaju budžetskih neravnoteža mere na prihodnoj strani često predstavljaju prvi izbor za stabilizaciju, iako su teorijska i empirijska literatura nedvosmislene u stavu da su rashodno orijentisane konsolidacije po mnogo čemu superiorniji način prilagođavanja.

Na sve prethodne konstatacije neposredno se nadovezuju i implikacije daljeg istraživanja sprovedenog u okviru ispitivanja validnosti treće i četvrte pomoćne hipoteze. Kada je reč o pitanju fiskalne održivosti u kontekstu modela funkcije fiskalne reakcije (FRF), rezultati se u izvesnoj meri razlikuju od ekonomije do ekonomije. Ipak, u većini je potvrđena treća pomoćna hipoteza (H_{03}) o ograničenim (slabim) efektima konsolidacionih fiskalnih akcija. Izuzetak predstavljaju slučajevi Rumunije gde je zabeležena izrazito snažna reakcija primarnog bužetskog salda na promene u nivou javnog zaduženja, zatim Srbije gde je

pomenuta reakcija nešto slabija nego u Rumuniji ali i dalje relativno jaka, kao i slučaj Mađarske gde je prema rezultatima ovog istraživanja reakcija bila nedovoljna odnosno neadekvatna. U svim ostalim emergentnim ekonomijama empirijski dokazi idu u prilog postojanju nekog oblika pozitivne povratne veze između pomenutih varijabli. Ipak, uprkos tome, reč o relativno maloj magnitudi odgovora primarnog budžetskog salda na šok na strani javnog duga, što sugerise da je održivost u kontekstu modela FRF i u navedenim ekonomijama (Poljskoj, Turskoj, Hrvatskoj, i Makedoniji) neizostavno prisutna samo u slabom smislu. Ipak, zanimljivo je osvrnuti se na činjenicu da je, posle Rumunije, u okviru analiziranih ekonomija, srazmerno najjača funkcija fiskalne reakcije zabeležen u Srbiji dok je u okviru grupe relativno slabijih reakcija na prvom mestu Hrvatska. Naime, kako je objašnjeno ranije, Srbija i Hrvatska su dve ekonomije koje su u kontekstu istraživanja baziranog na intertemporalnom budžetskom ograničenju beležile neodrživost. U tom smislu, relativno snažnija reakcija kreatora ekonomske politike u ove dve nacionalne ekonomije može se tumačiti kao odraz prepoznavanja ozbiljnosti fiskalnih izazova u ispitivanom periodu kao i njihove rešenosti da se odgovarajućim akcijama ekonomske politike na iste odgovori. Sa druge strane, uprkos izvesnom slabljenju nakon endogeno određenog datuma strukturnog prekida, kako je već navedeno najjaču fiskalnu reakciju u okviru grupe odabranih emergentnih ekonomija zabeležila je Rumunija, što je dalje svakako u skladu sa iskustvenim trendovima zabeleženim u ovoj zemlji. Naime, Rumunija je nakon izbijanja Velike recesije i negativnih fiskalnih trendova koje je ista donela (budžetski deficit od blizu 10% BDP-a na kraju 2009. godine) već sledeće godine implementirala trogodišnji program fiskalne konsolidacije koji je uključivao veoma snažne mere sa obe strane budžeta (smanjivanje zarada zaposlenih u javnom sektoru za 25% i povećavanje opšte stope PDV-a za 5 procentnih poena, samo su neke od njih). Rezultat trogodišnjeg fiskalnog prilagođavanja je bio dramatično redukovani deficit budžeta i stabilizacija nivoa javnog duga, a o pomenutom programu se u literaturi često govori kao o primeru dobre prakse u smislu blagovremenosti, kredibilitnosti ali i adekvatnosti implementiranih mera. Stoga i ne iznenađuje činjenica da je Rumunija jedina ekonomija iz ispitivanog uzorka za koju je bilo moguće odbaciti treću pomoćnu hipotezu (H_{03}) koja pretpostavlja slabe efekte fiskalnog prilagođavanja.

Konačno, kada je reč o uticaju fiskalnih neravnoteža na nivo cena odnosno o distinkciji na relaciji monetarne *versus* fiskalne dominantosti ekonomskog režima, četvrta pomoćna hipoteza (H_{04}) ovog istraživanja potvrđena je u Mađarskoj, Rumuniji, Bugarskoj, Srbiji i delimično potvrđena u Hrvatskoj. Naime, u pomenutim zemljama empirijski dokazi ukazali su da je u ispitivanom periodu preovlađivao fiskalno dominantan, ne-Rikardijanski, režim u kome je po pravilu primarni budžetski saldo determinisan egzogeno a nivo cena se prilagođava endogeno kako bi zadovoljio kriterijume intertemporalne održivosti. U tom smislu, fiskalni disbalansi u ovim ekonomijama imaju tendenciju da vrše negativne pritiske na cenovnu stabilnost, što dalje neretko zahteva izrazito restriktivne akcije monetarne politike. Na taj način fiskalna politika neosporno utiče na efikasnost u dostizanju monetarnih ciljeva, a taj negativan uticaj je naročito štetan u ekonomija koje se nalaze u režimu targetiranja inflacije (Mađarska, Rumunija, Srbija). Sa druge strane preovlađujući dokazi u slučajevima Poljske, Turske i Makedonije idu u prilog režimu monetarne dominacije, što ukazuje da su fiskalni preduslovi za uspešnu primenu monetarnih strategija (targetiranja inflacije u Poljskoj i Turskoj odnosno targetiranja deviznog kursa u Makedoniji) ispunjeni.

Na kraju, fokusirajući se za kratko isključivo na domicilni slučaj, preovlađujući rezultati istraživanja ukazuju da fiskalna pozicija u ispitivanom periodu nije bila održiva u

kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja, iako postoje izvesni dokazi koji uz nešto niži nivo pouzdanosti ipak sugerišu slabu održivost. Nadalje, potencijalnu neodrživost dodatno apostrofiraju i utvrđene karakteristike prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa koji je u analiziranom periodu bio konzistentan sa teorijskim modelom institucionalne separacije. Međutim, sa druge strane, istraživanje bazirano na funkciji fiskalne reakcije upućuje na srazmerno jaku dozu reaktivnosti fiskalne politike u smislu rasta primarnog budžetskog salda u situaciji dramatičnog povećavanja stoka javnog duga. Takođe, identifikovani datum strukturnog prekida u ovom slučaju nedvosmisleno koincidira sa periodom otpočinjanja poslednjeg (trećeg) programa fiskalne konsolidacije. Sve prethodno upućuje na zaključak da su kreatori ekonomske politike prepoznali ozbiljnost fiskalnih izazova i u tom smislu i preduzeli adekvatne konsolidacione akcije. Međutim, pun efekat pomenutih mera ispoljio se tokom 2016. i 2017. godine, periodu koji je samo jednim delom uključen u ovo istraživanje, te je stoga na ovom mestu još jednom važno napomenuti da je dobijene rezultate ali i njihovu interpretaciju važno posmatrati u okvirima vremenskog horizonta na koje se istraživanje osnosi.

Kombinujući saznanja proistekla iz različitih (komplementarnih) pristupa predmetnoj problematici, može se zaključiti da sveukupni prikupljeni dokazi signaliziraju održivost fiskalne politike u odabranim emergentnim ekonomijama, međutim neosporno samo u njenoj slaboj formi. To je ujedno i signal da procesi fiskalnog prilagođavanja, naročito u strukturnom smislu, ni u kom slučaju nisu konačno završeni i da je samo obazriva fiskalna politika ispravan makroekonomski kurs u periodu koji sledi. Prateći navedeni kontekst, bitno je naglasiti da pojedina pitanja sistema javnih finansija i dalje predstavljaju srazmerno emocionalne teme u velikom broju emergentnih ekonomija, čak i u okviru onih koje nakon punog efekta preduzetih post-kriznih konsolidacionih akcija danas beleže solidne fiskalne performanse. U tom smislu, posebnu pažnju privlači poslovanje javnih i kvazi-javnih preduzeća, čiji finansijski rezultati u nekim slučajevima predstavljaju veoma veliki teret za nacionalne budžete. Takođe, imajući u vidu demografsku sliku odabranih ekonomija koju nedvosmisleno karakterišu trendovi starenja populacije (koji su aktuelni i na širem, globalnom planu) značajno fiskalno pitanje odnosi se i na održivost državnih šema penzijskog i zdravstvenog osiguranja. Naime, jako učešće javnog sektora u penzijskom sistemu predstavlja zajedničku karakteristiku skoro svake evropske ekonomije, uključujući i one emergentne. Pored toga, velika većina javnih penzionih šema radi na principu tekućeg finansiranja (engl. *pay as you go*, PAYG) što znači da se najveći deo sredstava za isplatu penzija u jednoj fiskalnoj godini finansira iz kvantuma doprinosa prikupljenih u istoj godini. Međutim, u kontekstu demografskih trendova starenja populacije, sa svakim novim danom odnos kontributora i beneficijara PAYG šema dramatično opada. Očigledno, takva situacija nije dugoročno održiva budući da praktično postaje nemoguće obezbediti trenutne (i buduće) isplate penzija po utvrđenim stopama doprinosa bez dodatnih budžetskih transfera, a ti transferi nadalje predstavljaju ozbiljnu pretnju za nivo budžetskog deficita i javnog duga, naročito u današnjoj eri devastiranih javnih finansija i kontinuiranih napora za fiskalnom konsolidacijom. Imajuću to u vidu, mnoge zemlje su već usvojile određene reforme sistema penzionog osiguranja, ali su dalji koraci u ovom pravcu ipak potrebni u svim ispitivanim slučajevima. Ipak, iako su potencijalna rešenja u najvećoj meri poznata, pitanje pravca u kojem će dalje reforme krenuti još uvek je u velikoj meri kontroverzno. Kao jedna od glavnih prepreka u ekonomsko-političkom smislu često se navodi činjenica da najveći deo predloga za nadogradnju aktuelnih sistema penzionog osiguranja podrazumeva neki vid privatizacije i posvećuje veoma malo pažnje redistributivnim pitanjima. Zapravo, opšte je poznato da je osnovna uloga penzijskog osiguranja da obezbedi stabilnost prihoda penzionerima. Ipak,

pored ovakve preraspodele tokom životnog ciklusa pojedinca, javni penzijski sistemi takođe imaju za cilj i preraspodelu između različitih grupa stanovništva – oni koji su imali veću zaradu tokom svog radnog veka dobijaju relativno niže prinose na uplaćene doprinose nego oni koji su imali srazmerno niže zarade. Za razliku od toga, privatne penzione šeme na primer, ne posvećuju dovoljno pažnje ovom drugom vidu redistribucije, i to je možda njihova najveća slabost. U tom smislu, kako to virtuožno navodi Hacker (Hacker, 2004), apsolutni izazov predstavlja potraga za načinima koji bi „privatizovali rizike bez da se istovremeno privatizuje i država blagostanja“.

ZAKLJUČAK

Dobro organizovano društvo može sa optimizmom očekivati budućnost samo ako se pravovremeno i sa dužnom pažnjom bavi ključnim ekonomskim pitanjima. Uzimajući u obzir da je, ne tako davno, Velika recesija obelodanila ranjivost javnih finansija a fenomene budžetskog deficita i javnog duga još jednom vratila na sam vrh agendi kreatora ekonomske politike, jasno je da je osmišljena rasprava o pitanju fiskalne održivosti od esencijalnog značaja.

Budući da priroda ekonomije kao nauke onemogućava sprovođenje kontrolisanog eksperimenta kao zlatnog standarda empiriskih studija, najbolja opcija koja preostaje jeste korišćenje prethodnih (vremenskih serija) podataka kao podloge za izvačenje pouka za buduće ekonomsko-političke korake. Konsekventno, ekonometrijske analize, poput one čiji su rezultati prezentovani u ovom radu, veoma su dragocene kako za nepristrasan uvid u odgovarajuća ekonomska stanja tako i za koncipiranje, analizu i ocenu alternativnih pravaca buduće makroekonomske politike.

Istraživački proces koji predstavlja osnovu ove disertacije bio je usmeren na empirijsku proveru stepena intertemporalne održivosti fiskalne politike, atributa prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa, jačine funkcije fiskalne reakcije ali i utvrđivanje karakteristika ekonomskog režima u smislu monetarne *versus* fiskalne dominacije – problematici koja je u naučnim i stručnim krugovima dobro poznata, iako se dosadašnja literatura u najvećem delu odnosila na iskustva razvijenih ekonomija. U tom smislu ovaj rad je odraz nastojanja da se doprinese ekonomsko-političkoj debati koncentrisanoj oko pomenutih pitanja, ali uvažavajući aspekte koji su karakteristični za osam odabranih emergentnih evropskih ekonomija (Poljsku, Tursku, Mađarsku, Rumuniju, Bugarsku, Hrvatsku, Srbiju i Makedoniju).

Rezultati istraživanja su u velikoj meri su potvrdili glavnu polaznu hipotezu koja postulira slabu formu održivosti fiskalne politike u odabranim emergentnim ekonomijama, a pomenuti zaključak je baziran na studioznoj i opsežnoj analizi koja je obuhvatila nekoliko determinanti ispitivanog fenomena. U tom smislu, u okviru istraživanja validnosti prve pomoćne hipoteze, rasvetljene su kointegracione veze između javnih prihoda i javnih rashoda. Rezultati su ukazali na pozitivne ocene kointegracionih koeficijenata u 6 od 8 ispitivanih slučajeva. Međutim, pomenute ocene su uvek bile manje od jedinice, sugerišući samo salbu formu fiskalne održivosti u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Sa druge strane, preovlađujući dokazi u preostale dve ekonomije (Srbija i Hrvatska) ukazali su na neodržive putanje. Takođe, u pojedinim ekonomijama i u određenim periodima zabeležene su značajne strukturne promene u karakteru fiskalne politike koje su mahom ukazivale na dodatno slabljenje njene intertemporalne održivosti. U najvećem broju zemalja ovakve tendencije su registrovane krajem 2008. odnosno početkom 2009. godine, što svakako koincidira sa izbijanjem Velike recesije i prelivanjem kriznih ekonomskih trendova na privrede emergentnih ekonomija.

U pogledu istraživanja uzročnosti između varijabli javnih prihoda i javnih rashoda (druga pomoćna hipoteza), preovlađujući empirijski dokazi potvrdili su pretpostavku da u većini emergentnih ekonomija srazmerno jači efekti kreću od rashodne strane budžeta. Prethodno dalje nedvosmisleno govori u prilog slabom karakteru fiskalne politike budući da upućuje na zaključak da veliki broj kreatora ekonomske politike u analiziranom

vremenskom intervalu nije bio u mogućnosti da generiše prihode neophodne za finansiranje celokupne javne potrošnje, što je u daljem razvoju događaja neosporno generisalo odgovarajuće deficitarne pritiske i ubrzalo rast javnog zaduženja. Takođe, kada je reč o problematici prihodno-rashodnog kauzalnog neksusa, posebnu pažnju privukao je i domicilni slučaj za koji se ispostavilo da je u velikoj meri konzistentan sa najmanje poželjnim teorijskim oblikom institucionalne separacije – scenariom koji u kontekstu praktične ekonomske politike neosporno naglašava značaj napora za sveobuhvatnom reformom kako javne potrošnje tako i izvora njenog finansiranja.

Paralelno sa istraživanjem održivosti fiskalne politike u kontekstu teorijskog modela intertemporalnog budžetskog ograničenja, a u skladu sa relativno novijom empirijskom literaturom, u okviru sledećeg koraka ispitana je dinamika fiskalnog prilagođavanja. Konkretno, polazeći od konceptualnih osnova funkcije fiskalne reakcije, u okviru ocenjenih dugoročnih relacija pokazalo se da je magnituda odgovora primarnog budžetskog salda na promene u nivou javnog duga u najvećem broju emergentnih ekonomija relativno slaba (Poljska, Turska, Hrvatska, Makedonija) ponegde čak i neadekvatna (Mađarska), dok je jedino u slučaju Rumunije i Srbije zabeležena nešto jača reakcija. Takođe, kada je reč o endogeno određenim datumima strukturnih promena, primećena je približno ista dinamika kao i prilikom ispitivanja stepena održivosti fiskalne politike u kontekstu modela intertemporalnog budžetskog ograničenja. Imajući sve prethodno u vidu, može se zaključiti da je Velika recesija nedvosmisleno imala veoma značajan negativan uticaj na fiskalnu praksu emergentnih ekonomija, što je svakako i jedan od očekivanih rezultata ovog istraživanja. Ipak, bitno je naglasiti da su u pojedinim slučajevima srazmerno veću težinu ipak imali interni fiskalni „šokovi“, a u tom smislu naročito periodi u kojima su otpočinjala značajana i obuhvatna fiskalna prilagođavanja (npr. kraj 2006. godine u Mađarskoj, kraj 2014. godine u Srbiji).

Naposletku, u okviru istraživanja validnosti četvrte pomoćne hipoteze, fiskalna održivost je analizirana i u širem makroekonomskom kontekstu. Naime, prateći teorijske fundamente fiskalne teorije nivoa cena i distinkciju na relaciji monetarno *versus* fiskalno dominantnih režima, pokazalo se da postoji osnov za sumnju da u većini emergentnih ekonomija fiskalni disbalansi vrše negativne pritiske na nivoe cena. Pomenuto nadalje dodatno apostrofira slab karakter fiskalne politike ali ujedno i naglašava umanjenu sposobnost monetarne politike da efikasno realizuje ciljeve iz svoje nadležnosti, što može biti naročito štetno u onim ekonomijama koje se nalaze u režimu targetiranja inflacije (Mađarska, Rumunija, Srbija).

Imajući sve prethodno na umu može se još jednom konstatovati da preovlađujući empirijski dokazi prikupljeni u okviru ovog istraživanja nedvosmisleno govore u prilog samo slaboj održivosti fiskalne politike odabranih emergentnih ekonomija u analiziranom periodu. Ipak, nevezano za stepen gradacije te slabe održivosti ali i različitost atributa pojedinih njenih dimenzija, kada je reč o ekonomsko-političkom diskursu dobijenih rezultata, kao jedinstven nameće se stav da je obazriva fiskalna politika u periodu koji sledi vitalna kako u smislu jačanja kapaciteta javnih finansija i daljeg suzbijanja deficitarnih pritisaka, tako i u širem kontekstu koji se odnosi na efikasnost monetarnih strategija, uspešnost implementiranih režima deviznog kursa i konsekventnog očuvanja agregatne makroekonomske stabilnosti.

Konačno, na samom kraju bitno je osvrnuti se i na ograničenja sprovedenog istraživanja. U tom smislu, kao najozbiljniji faktor svakako se može navesti vremenska dimenzija na koju

se isto odnosi, a koja je, sa druge strane, rezultat dobro poznatih činjenica karakterističnih za relativno noviju ekonomsku istoriju emergentnih ekonomija (nedovoljno razvijene institucije, procesi permanentnog usklađivanja sa međunarodnim statističkim standardima, dugi periodi makroekonomske nestabilnosti, hiperinflacije, a ponegde čak i ratovi ili teritorijalni sporovi). U tom smislu, kako noviji podaci postanu dostupni, buduće empirijske analize fenomena fiskalne održivosti, mogle bi da se baziraju na dužim vremenskim serijama podataka, potencijalno i niže frekvencije (godišnjim pre nego kvartalnim). Takođe, iako su endogeno identifikovane strukturne promene u serijama od interesa primenom odgovarajuće ekonometrijske metodologije adresirane i u okviru ovog istraživanja, sa povećanjem broja dostupnih opservacija, buduća proširenja bi neosporno mogla da uvažavaju prisustvo više od jednog strukturnog prekida. Sve prethodno neizostavno bi osvetlilo nove dimenzije fiskalnog procesa odabranih ekonomija, povećalo robustnost izvedenih zaključaka i samim tim produbilo naučno-stručnu diskusiju o analiziranim makroekonomskim fenomenima.

LITERATURA

Afonso A. (2008), Ricardian fiscal regimes in the European Union, *Empirica*, vol. 35(3), pp. 313–334.

Afonso A. (2005), Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case, *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, vol. 61(1), pp. 19-44.

Afonso A. (2000), Fiscal policy sustainability: some unpleasant European evidence, ISEG - School of Economics and Management, Department of Economics, University of Lisbon, Working Paper, No. 12/2000/DE/CISEP.

Afonso A., Rault C. (2015), Multi-step analysis of public finances sustainability, *Economic Modelling*, vol. 48, pp. 199–209.

Afonso A., Jalles J.T. (2012), Revisiting fiscal sustainability panel cointegration and structural breaks in OECD countries, ECB Working Paper No. 1465.

Aizenman J., Lee J., Sushko V. (2010), From the Great Moderation to the global crisis: Exchange market pressure in the 2000s, NBER Working Paper No. 16447.

Akhmedov A., Zhuravskaya E. (2004), Opportunistic Political Cycles: Test In a Young Democracy Setting, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119(4), pp. 1301-1338.

Alesina A. (2010), Fiscal Adjustments: Lessons from Recent History, paper prepared for ECOFIN meeting, April 2010, Madrid, Spain.

Alesina A., Ardagna S. (2009), Large changes in fiscal policy: Taxes versus Spending, NBER Working Paper No. 15438.

Alesina A., Perotti R., Tavares J (1998), The Political Economy of Fiscal Adjustments, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1998(1), pp. 197-266.

Alesina A., Rodrik D. (1994), Distributive Politics and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109(2), pp. 465-490.

Ardagna S. (2004), Fiscal Stabilizations: When Do They Work and Why, *European Economic Review*, vol. 48(5), pp. 1047- 1074.

Arestis, P. (2011), Fiscal policy is still an effective instrument of macroeconomic policy, *Panoeconomicus*, vol. 58(2), pp. 143-156.

Arestis P. (2009a), The new consensus in macroeconomics: a critical appraisal, Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper No. 564.

Arestis P. (2009b), New Consensus Macroeconomics and Keynesian Critique, In: *Macroeconomic Policies on Shaky Foundations - Whither Mainstream Economics?* (Eds: Hein E., Niechoj T., Stockhamme E.), Metropolis-Verlag, Marburg.

Arestis P., Sawyer M. (2003), The Case for Fiscal Policy, The Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper No. 382.

Arestis P., Sawyer M. (2003), Reinventing Fiscal Policy, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 26(1), pp. 3-25.

Arestis P., Karakitsos E. (2013), *Financial Stability in the Aftermath of the Great Recession*, Palgrave MacMillan, UK.

Argyrou M.G., Luintel K.B (2007), Government solvency: Revisiting some EMU countries, *Journal of Macroeconomics*, vol. 29(2), pp. 387–410.

Arsić M., Altiparmakov N., Randelović S., Bučić A., Vasiljević D., Levitas T., (2010), *Poreska politika u Srbiji - pogled unapred*, USAID Segaj projekat, Beograd.

Aslund A. (2013), Poland: Combining Growth and Stability, *CESifo Forum*, vol. 14(1), pp. 3-10.

Baghestani H., McNown R. (1994), Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria?, *Southern Economic Journal*, vol. 60(2), pp. 311-22.

Baharumshah A.Z., Lau E. (2007), Regime changes and the sustainability of fiscal imbalance in East Asian countries, *Economic Modelling*, vol. 24(6), pp. 878–894.

Bajo-Rubio O., Díaz-Roldan C., Esteve V. (2014), Deficit sustainability, and monetary versus fiscal dominance: The case of Spain, 1850–2000, *Journal of Policy Modeling*, vol. 36(5), pp. 924–937.

Bajo-Rubio O., Díaz-Roldan C., Esteve V. (2010), On the sustainability of government deficits: Some long-term evidence for Spain, 1850–2000, *Journal of Applied Economics*, vol. 13(2), pp. 263–281.

Bajo-Rubio O., Díaz-Roldan C., Esteve V. (2009), Deficit sustainability and inflation in EMU: An analysis from the fiscal theory of the price level, *European Journal of Political Economy*, vol. 25(4), pp. 525–539.

Baldacci E., Gupta S., Mulas-Granados C. (2010), Restoring Debt Sustainability After Crises: Implications for the Fiscal Mix, IMF Fiscal Affairs Department Working Paper No. 10/232.

Barberia L.G., Avelino G. (2011), Do Political Budget Cycles Differ in Latin American Democracies?, *Economia*, vol. 11(2) pp. 101-134.

Barrios S., Langedijk S., Pench L. (2010), EU fiscal consolidation after the financial crisis Lessons from past experiences, European Commission DG for Economic and Financial Affairs, Economic Paper No. 418, Brussels, Belgium.

Barro R. (1986), U.S. Deficits Since World War I, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 88(1), pp. 195-222.

Barro R.J. (1979), On the determination of the public debt, *Journal of Political Economy*, vol. 81(5), pp. 940-71.

- Benazić M. (2006), Fiskalna politika i gospodarska aktivnost u Republici Hrvatskoj: model kointegracije, *Ekonomski pregled*, vol. 57 (12), pp. 882-918.
- Bernanke B. (2004), The Great Moderation, in: *The Taylor Rule and the Transformation of Monetary Policy* (Eds: Koenig E., Leeson R., Kahn G.), Hoover Institution Press, Stanford University, California.
- Blanchard O., Simon J. (2001), The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 32(1), pp. 135–164.
- Blanchard O., Dell’Ariccia G., Mauro P. (2010), Rethinking Macroeconomic Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 42(1), pp. 199–215.
- Bohn H. (2007), Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(7), pp. 1837-1847.
- Bohn H. (2005), The sustainability of fiscal policy in the United States, CESifo Working Paper No. 1446.
- Bohn H. (1998), The behavior of U.S. public debt and deficits, *Quarterly Journal of Economic*, vol. 113(3), pp. 949–963.
- Bonker F. (2006), *The Political Economy of Fiscal Reform in Central-Eastern Europe: Hungary, Poland and the Czech Republic from 1989 to EU Accession*, Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Bravo A. B. S., Silvestre A. L. (2002), Intertemporal sustainability of fiscal policies: some tests for European countries, *European Journal of Political Economy*, vol. 18(3), pp. 517–528.
- Brender A., Drazen A. (2008), How Do Budget Deficits and Economic Growth Affect Reelection Prospects? Evidence from a Large Panel of Countries, *American Economic Review*, vol. 98(5), pp. 2203–2220.
- Brender A., Drazen A. (2005), Political Budget Cycles in New versus Established Democracies, *Journal of Monetary Economics*, vol. 52(7), pp. 1271 – 1295.
- Buchanan J., Wagner R. (1978), Dialogues concerning fiscal religion, *Journal of Monetary Economics*, vol. 4(3), pp. 627-36.
- Bulgaria (2006), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 17. July 2006., Sofia, Bulgaria.
- Bulgaria (2004), Letter of Intent and Memorandum of Economic and Financial Policies, 21. July 2004., Sofia, Bulgaria.
- Burger P., Stuart I., Jooste C., Cuevas A. (2012), Fiscal sustainability and the fiscal reaction function for South Africa : assessment of the past and future policy applications. *The South African Journal of Economics*, vol. 80(2), pp. 209-227.

- Canzoneri M., Cumby R., Diba B. (2001), Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?, *American Economic Review*, vol. 91(5), pp. 1221–1238.
- Cochrane J. (2011), Understanding policy in the great recession: some unpleasant fiscal arithmetic, *European Economic Review*, vol. 55(1), pp. 2–30.
- Cochrane J. H. (2001), Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level, *Econometrica*, vol. 69(1), pp. 69–116.
- Collignon S. (2012), Fiscal policy rules and the sustainability of public debt in Europe, *International Economic Review*, vol. 53(2), pp. 539–567.
- Cota B., Erjavec N. (1995), VAR model i analiza uzročnosti, *Privredna kretanja i ekonomska politika*, vol. 5(39), pp. 32–42.
- Cottarelli C., Gerson P., Senhadji A. (2014), Introduction in: *Post-Crisis Fiscal Policy* (Eds: Cottarelli et. al.), MIT Press, London, England.
- Cuestasa J.C., Staehr K. (2013), Fiscal shocks and budget balance persistence in the EU countries from Central and Eastern Europe, *Applied Economics*, vol. 45(22), pp. 3211–3219.
- Dalena M., Magazzino C. (2012), Public Expenditure and Revenue in Italy, 1862–1993, *Economic Notes*, vol. 41(3), pp. 145–172.
- Daniel B. (2010), Exchange rate crises and fiscal solvency, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 42(6), 1109–1135.
- Daniel B. C., Shiamptanis C. (2013), Pushing the limit? Fiscal policy in the European Monetary Union, *Journal Of Economic Dynamics And Control*, vol. 37(11), pp. 2307–2321.
- Daniel B., Shiamptanis C. (2012), Fiscal risk in a monetary union, *European Economic Review*, vol. 56(6), pp. 1289–1309.
- Darrat A. (1998), Tax and spend, or spend and tax? An inquiry into the Turkish budgetary process. *Southern Economic Journal*, vol. 64(4), pp. 940–956.
- Davig T., Leeper E. (2011), Temporarily unstable government debt and inflation, NBER Working Paper No. 16799.
- Davig T., Leeper E., Walker T.B. (2011), Inflation and the fiscal limit, *European Economic Review*, vol. 55(1), pp. 31–47.
- Davig T., Leeper E., Walker T.B., (2010), Unfunded liabilities and uncertain fiscal financing, *Journal of Monetary Economics*, vol. 57(5), pp. 600–619.
- De Mooij R., Keen M. (2012), Fiscal Devaluation and Fiscal Consolidation: The VAT in Troubled Times, IMF Working Paper 12/85.

Dickey D. A., Fuller W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427–431.

Drazen A., Eslava M. (2005), Electoral Manipulation via Expenditure Composition: Theory and Evidence, NBER Working Paper No. 11085.

Drazen A. (2000), *Political Economy in Macroeconomics*, Princeton University Press.

Eisner R. (1984), Which Budget Deficit? Some Issues of Measurement and Their Implications, *The American Economic Review*, vol. 74(2), pp. 138-143.

Elliott G., Rothenberg T.J, Stock J.H (1996): Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, vol. 64(4), pp. 813–836.

Engle R.F, Granger C.W.J (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55(2), pp. 251– 276.

Escolano J., Jaramillo L., Mulas-Granados C., Terrier G. (2014), How Much is A Lot? Historical Evidence on the Size of Fiscal Adjustments, IMF Fiscal Affairs Department, Working Paper No. 14/179.

European Central Bank (2016), Opinion of the European Central Bank on a tax for certain financial institutions, CON/2016/1, ECB, Frankfurt am Main, Germany.

European Commission (2016a), Economic Forecast Spring 2016, European Economy Institutional Paper 025/2016, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2016b), Report on public finances in EMU - 2016, European Economy Institutional Paper No. 45, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2016c), Vade Mecum on the Stability and Growth Pact, European Economy Institutional Paper No. 21, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2015a), Economic Forecast Spring 2015, European Economy No. 2/2015, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2015b), Macroeconomic imbalances Country Report - Bulgaria 2015, European Economy Occasional Papers No. 213/2015, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2015c), Report on public finances in EMU - 2015, European Economy Institutional Paper No. 14, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2014a), Economic Forecast Spring 2014, European Economy No. 3/2014, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2014b), 2014 Pre-Accession Economic Programmes of the former Yugoslav Republic of Macedonia, Montenegro, Serbia and Turkey - the Commission's overview and country assessments, European Economy Occasional Papers No. 194/2014, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2014c), Report on public finances in EMU - 2014, European Economy 9/2014, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2013), Economic Forecast Spring 2013, European Economy No. 2/2013, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2012), Economic Forecast Spring 2012, European Economy No. 1/2012, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2011), Economic Forecast Spring 2011, European Economy No. 1/2011, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2010), Economic Forecast Spring 2010, European Economy No. 2/2010, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2009), Economic Forecast Spring 2009, European Economy No. 3/2009, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2008), Economic Forecast Spring 2008, European Economy No. 1/2008, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2007), Economic Forecast Spring 2007, European Economy No. 2/2007, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2006), Economic Forecast Spring 2006, European Economy No. 2/2006, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission (2004), Economic Forecast Autumn 2004, European Economy No. 5/2004, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Ewing B.T, Payne J.E, Thompson M.A, Al-Zoubi O.M (2006), Government Expenditures and Revenues: Evidence from Asymmetric Modeling, *Southern Economic Journal*, vol. 73(1), pp. 190–200.

Farhi E., Gopinath G., Itskhoki O. (2011), Fiscal Devaluations, NBER Working Paper No. 17662.

Fiskalni savet Republike Srbije (2014), Analiza preduzeća u državnom vlasništvu: fiskalni aspekt, Beograd.

Former Yugoslav Republic of Macedonia (2005), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies and Technical Memorandum of Understanding, 16. August 2005., Skoplje, Macedonia.

Friedman M. (1978), The limitations of tax limitation, *Policy Review*, vol. 5 (summer), pp. 7-14.

Ghatak S., Sanchez-Fung J.R. (2007), Is Fiscal Policy sustainable in Developing Economies?, *Review of Development Economics*, vol. 11(3), pp. 518-530.

Giavazzi F. & Pagano M. (1990), Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 5, pp. 75-122.

Giudice G., Turrini A., Veld J. (2003), Can fiscal consolidations be expansionary in the EU? Ex-post evidence and ex-ante analysis, European Commission DG for Economic and Financial Affairs, Economic paper No. 195.

Government of Turkey (2008), Medium-Term Programme 2009-2011, Undersecretariat of the State Planning Organization, Ankara, Republic of Turkey (also published in the Official Gazette No. 26920).

Granger C. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, vol. 37(3), pp. 424-438.

Green C.J., Holmesa M. J, Kowalskib T. (2002), Poland: a successful transition to budget sustainability?, *Emerging Markets Review*, vol. 2(2), pp. 160-182.

Gregory A., Hansen B. (1996), Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, vol. 70(1), pp. 99-126.

Hacker J. (2004), Privatizing Risk without Privatizing the Welfare State: The Hidden Politics of Social Policy Retrenchment in the United States, *American Political Science Review*, vol. 98 (2), pp. 243-266.

Hakkio C.S., Rush M. (1991), Is the Budget Deficit “Too Large”?, *Economic Inquiry*, vol. 29(3), pp. 429-445.

Hamilton J.D., Flavin M.A. (1986), On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing, *The American Economic Review*, vol. 76(4), pp. 808-819.

Hansen B. (1992a), Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends, *Journal of Econometrics*, vol. 53(1-3), pp. 87-121.

Hansen B. (1992b), Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10(3), pp. 321-335.

Haskamp U. (2014), Was Spanish fiscal policy sustainable?, *Empirica*, vol. 41(2), pp. 273-286.

Hatemi-J A. (2002), Fiscal policy in Sweden: effects of EMU criteria convergence, *Economic Modelling*, vol. 19(1), pp. 121-136.

Hatemi-J A., Zanella F. (2013), Testing for the government's intertemporal budget restriction in Brazil during 1823–1889, *Applied Economics*, vol. 45(12), pp. 1533-1540.

Hemming R., Kell M., Mahfouz S. (2002), The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature, IMF Working Paper 02/208, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Hodrick R., Prescott E. (1997), Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29(1), pp. 1-16.

Hungary (2008), Letter of Intent, and Technical Memorandum of Understanding, 4. November 2008., Budapest, Hungary.

International Monetary Fund - IMF (2017), The IMF's Precautionary and Liquidity Line - *Factsheet*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund – IMF (2016a), World Economic Outlook: Too Slow for Too Long, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016b), Turkey: 2016 Article IV Consultation, IMF Country Report No. 16/104, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016c), Hungary 2016: Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 16/107, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016d), Republic of Croatia: 2016 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 16/187, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016e), Former Yugoslav Republic of Macedonia: 2016 Article IV Consultation, IMF Country Report No. 16/356, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016f), IMF Lending - *Factsheet*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2016g), Review of Recent Crisis Programs, International Monetary Fund Strategy, Policy and Review Department, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2015a), Bulgaria: 2015 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 15/119, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2015b), Republic of Croatia: 2015 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 15/163, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2015c), The Former Yugoslav Republic Of Macedonia - Selected Issues, IMF Country Report No. 15/243, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2014a), Turkey: 2014 Article IV Consultation, IMF Country Report No. 14/329, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2014b), Bulgaria: 2013 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 14/23, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2014c), Republic of Croatia: 2014 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 14/124, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2012), Republic of Croatia: 2012 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 12/302, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2011a), Hungary: Staff Report for the 2010 Article IV Consultation and Proposal for Post-Program Monitoring, IMF Country Report No. 11/35, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2011b), Bulgaria: 2011 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 11/179, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2011c), Republic of Croatia: 2011 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 11/159, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2010a), Turkey 2010: Staff Report for the 2010 Article IV Consultation and Post-Program Monitoring, IMF Country Report No. 10/278, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2010b), Bulgaria: Selected Issues, IMF Country Report No. 10/159, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2010c), Bulgaria: 2010 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 10/160, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2010d), Republic of Croatia: 2010 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 10/179, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund – IMF (2010e), Former Yugoslav Republic of Macedonia - Staff Report, IMF Country Report No. 10/19, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2009a), Bulgaria: 2008 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 09/96, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2009b), Republic of Croatia: 2009 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 09/185, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2009c), Former Yugoslav Republic of Macedonia: 2008 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 09/60, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2008), Republic of Croatia: 2008 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 08/158, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2007a), Turkey: 2007 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 07/362, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2007b), Bulgaria: 2007 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 07/389, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2007c), Republic of Croatia: 2006 Article IV Consultation - Staff Report; IMF Country Report No. 07/81, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2006a), Republic of Croatia: Second Review Under the Stand-By Arrangement and Requests for Extension and Augmentation of the Arrangement, IMF Country Report No. 06/128, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2006b), Republic of Serbia: 2006 Article IV Consultation and Post-Program Monitoring Discussions - Staff Report; IMF Country Report No. 06/384, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2006c), Former Yugoslav Republic of Macedonia: 2006 Article IV Consultation - Staff Report, IMF Country Report No. 06/344, International Monetary Fund, Washington, D.C.

International Monetary Fund - IMF (2005a), Turkey: 2004 Article IV Consultation and Eighth Review Under the Stand-By Arrangement, IMF Country Report No. 05/163, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Jevđović G. (2015), Fiscal policy in Serbia in the light of IMF negotiations, Proceedings of International scientific conference: Institutional assumptions about socio-economic dynamics in East and Central Europe, Faculty of Technical Sciences, University of Novi Sad, pp. 161-172.

Jevđović G. (2013b), Suština i aktuelnost Mandel-Flemingovog modela, *Bankarstvo*, vol. 42(2), str. 90-121.

Jevđović G. (2013a), Fiskalna konsolidacija u Srbiji, *Računovodstvo*, br. 9-10, str. 80-88.

Jevđović G. (2012b), Fiskalna konsolidacija - mogućnosti, dileme i izazovi sa osvrtom na Srbiju, *Računovodstvo*, br. 11-12, str. 126-135.

Jevđović G. (2012a), Growth-friendly tax system, Proceedings of International scientific conference: From global crisis to economic growth - which way to take?, Faculty of Economics, University of Belgrade, pp. 622-631.

Jevđović G. (2011), Fiskalna politika u doba krize, Zbornik radova sa nacionalne konferencije: Socijalni identitet u uslovima krize - problemi i rešenja, Fakultet tehničkih nauka, Univerzitet u Novom Sadu, str. 88-95.

Johansen S. (1992), Determination of the cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54(3), pp. 383-402.

Johansen S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, vol. 59(6), pp. 1551-1580.

Johansen S. (1988), Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12(2-3), pp. 231-254.

Johansen, S., Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52(2), pp. 169-210.

Johansson A, Heady C., Arnold J., Brys B., Vartia L. (2008), Tax and Economic Growth, OECD Economics Department Working Paper No. 620.

Johnson P. (1997), Fiscal implications of population ageing, *Philosophical Transactions of the Royal Society*, vol. 352, pp. 1895-1903.

Kaya F., Yılar S. (2011), Fiscal Transformation in Turkey over the Last Two Decades, *OECD Journal on Budgeting*, 2011(1), OECD Publishing, Paris, France.

Kelton S. (2011), Limitations of the Government Budget Constraint: Users vs. Issuers of the Currency, *Panoeconomicus*, vol. 58(1), pp. 57-66.

Kickert W., Randma-Liiv T., Savi R. (2015), Politics of fiscal consolidation in Europe: a comparative analysis, *International Review of Administrative Sciences*, vol. 81(3), pp. 562–584.

Komulainen T., Pirttila J. (2000), Fiscal Explanations for Inflation: Any Evidence from Transition Economies?, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition, Helsinki.

Konukcu-Önal D., Tosun A.N., (2008), Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Several Transitional Economies, *Economic Annals*, vol. 53(178-179), pp. 145-156.

- Kopits G., Symansky S. (1998), Fiscal Policy Rules, IMF Occasional Paper No. 162, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Krajewska A. (2014), The impact of fiscal policy on Polish economy, *The MacrotHEME Review*, 3(1), pp. 107-116.
- Kwiatkowski D, Phillips P, Schmidt P, Shin Y (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, vol 54(1-3), pp. 159-178.
- Lame G., Lequien M., Pionnier P. (2014), Interpretation and limits of sustainability tests in public finance, *Applied Economics*, vol. 46(6), pp. 616-628.
- Larch M., Turri A. (2009), The cyclically-adjusted budget balance in EU fiscal policy making: A love at first sight turned into a mature relationship, European Economy Economic Paper No. 374, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Brussels.
- Leeper E. (2010), Monetary Science, Fiscal Alchemy, NBER Working Paper No. 16510.
- Leeper E. (1991), Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies, *Journal of Monetary Economics*, vol. 27(1), pp. 129–147.
- Leonte A. (2011), Assessing fiscal sustainability using cointegration for a group of EURO area candidates, *Economic Computation & Economic Cybernetics Studies & Research*, vol. 45(3), pp. 1-15.
- Lewis J. (2007), Fiscal policy in Central and Eastern Europe: what happened in the run-up to EU accession, *International Economics and Economic Policy*, vol. 4(1), pp. 15–31.
- Lledo V., Yoon S., Fang X., Mbaye S., Kim Y. (2017), Fiscal Rules at a Glance, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Llorca M., Redzepagic, S. (2008), Debt sustainability in the EU New Member States: empirical evidence from a panel of eight Central and East European countries, *Post-Communist Economies*, vol. 20(2), pp. 159-172.
- Lucas R., Stokey N. (1983), Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12(1), pp. 55-93.
- Lusinyan L., Thornton J. (2009), The sustainability of South African fiscal policy: a historical perspective, *Applied Economics*, vol. 41(7), pp. 859-868.
- Mackiewicz-Lyziak J. (2015), Fiscal Sustainability in CEE Countries – the Case of the Czech Republic, Hungary and Poland, *Equilibrium - Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, vol. 10(2), pp. 53-71.
- MacKinnon J.G. (2010), Critical Values for Cointegration Tests, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.
- MacKinnon J. G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 601-618.

- Mahdavi S. (2014), Bohn's Test of Fiscal Sustainability of the American State Governments, *Southern Economic Journal*, vol. 80(4), pp. 1028-1054.
- McDermott C., Wescott J.R.F. (1996), An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments, IMF Working Paper No. 96/59.
- Meltzer A.H., Richard S.F. (1981), A rational theory of the size of government, *Journal of Political Economy*, vol. 89(5), pp. 914-27.
- Mirdala R. (2014), Periods of fiscal consolidation in selected European economies, *Procedia Economics and Finance*, vol. 15, pp. 137–145.
- Mladenović Z., Petrović P. (2011), Uvod u ekonometriju, peto izdanje, Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.
- Mladenović Z. (2004), Grejndžerova teorija kointegracije – rezultat vredan nobelove nagrade za ekonomiju, *Ekonomski anali*, vol. 160, pp. 193-200.
- Mladenović Z. (2002), Praktični problemi kointegracione analize, *Ekonomski anali*, vol. 155, pp. 35-57.
- Molnar M. (2012), What Factors Determine the Success of Consolidation Efforts?, OECD Economics Department Working Paper No. 936.
- Montiel P.J. (2011), *Macroeconomics in emerging markets*, 2nd Edition, Cambridge University Press, NY.
- Mourre G., Isbasoiu G., Paternoster D., Salto M. (2013), The cyclically-adjusted budget balance used in the EU fiscal framework: an update, European Economy Economic Paper No. 478, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Brussels.
- Mulas-Granados C. (2006), *Economics, Politics and Budgets: The Political Economy of Fiscal Consolidations in Europe*, Palgrave Macmillan.
- Murgasova Z., Ilahi N., Miniane J., Scott A., Vladkova-Hollar I. & IMF Staff Team (2015), The Western Balkans: 15 Years of Economic Transition, Regional Economic Issues Special Report, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Newey, W. K., West K. D. (1987), A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, vol. 55(3), pp. 703-08.
- Ng S., Perron, P. (1995), Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90(429), pp. 268-281.
- Nieto-Parra S., Santiso J. (2009), Revisiting political budget cycles in Latin America, OECD development centre, Working Paper No. 281.
- Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2014), OECD Economic Surveys: Turkey, OECD publishing, Paris, France.

Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2012), OECD Economic Surveys: Turkey, OECD publishing, Paris, France.

Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2011), Restoring Public Finances, OECD *Journal on Budgeting* vol. 2011/2 (Special Issue), OECD publishing, Paris, France.

Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2010), OECD Economic Surveys: Turkey, OECD publishing, Paris, France.

Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2008), OECD Economic Surveys: Turkey, OECD publishing, Paris, France.

Payne J.E., Mohammadi H., Cak M. (2008), Turkish budget deficit sustainability and the revenues-expenditure nexus, *Applied Economics*, vol. 40(7), pp. 823-30.

Payne J.E. (2003), A survey of the international empirical evidence of the tax-spend debate, *Public Finance Review*, vol. 31(3), pp. 302-24.

Payne J. E., Ewing B. T., Cebula R. J. (2002), Revenue-Expenditure Nexus in a Transition Economy: Evidence from Croatia, *Economic Trends and Economic Policy*, vol. 12(93), pp. 27-37.

Peacock A.T., Wiseman J. (1979), Approaches to the analysis of government expenditure growth, *Public Finance Quarterly*, vol. 7(1), pp. 3-23.

Perron P. (2006), *Dealing with structural breaks*, Palgrave handbook of econometrics Volume 1: Econometric Theory, pp. 278-352.

Perron P. (1997), Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, vol. 80(2), pp. 355–385.

Perron P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, vol. 57(6), pp. 1361-1401.

Prammer D. (2011), Quality of taxation and the crisis: tax shifts from a growth perspective, European Commission Taxation Paper No. 29.

Quintos C.E. (1995), Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13(4), pp. 409-417.

Reinsel G.C, Ahn S.K (1992), Vector autoregressive models with unit roots and reduced rank structure: estimation, likelihood ratio test and forecasting, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 13 (4), pp. 353–375.

Republic of Croatia (2006), Letter of Intent, Annex, and Technical Memorandum of Understanding, 3. March 2006., Zagreb, Croatia.

Republic of Croatia (2004), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 13. July 2004., Zagreb, Croatia.

Republic of Macedonia, Ministry of Finance (2015), Fiscal strategy of the Republic of Macedonia 2016-2018., Skopje, Macedonia.

Republic of Macedonia, Ministry of Finance (2009), Fiscal strategy of the Republic of Macedonia 2010-2012., Skopje, Macedonia.

Republic of Serbia (2015), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 6. February 2015., Belgrade, Serbia.

Republic of Serbia (2011), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 16. September 2011., Belgrade, Serbia.

Republic of Serbia (2009), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 30. April 2009., Belgrade, Serbia.

Republic of Serbia (2008), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 25. December 2008., Belgrade, Serbia.

Republika Hrvatska (2015), Program konvergencije Republike Hrvatske za razdoblje 2015-2018. godine, Zagreb, Republika Hrvatska.

Republika Hrvatska (2014), Program konvergencije Republike Hrvatske za razdoblje 2014-2017. godine, Zagreb, Republika Hrvatska.

Republika Hrvatska, Ministarstvo finansija (2005), Smernice ekonomske i fiskalne politike za razdoblje 2006-2008. godine, Zagreb, Republika Hrvatska.

Richter C. & Paparas D. (2013), How reliable are budget sustainability tests? A case study for Greece, *International Journal of Public Policy*, vol. 9(1/2), pp. 23-43.

Roaf J., Atoyian R., Joshi B., Krogulski K. & IMF staff team (2014), 25 Years of Transition: Post-Communist Europe and the IMF, Regional Economic Issues Special Report, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Romania (2013), Letter of Intent, Memorandum of Economic and Financial Policies, and Technical Memorandum of Understanding, 12. September 2013., Bucharest, Romania.

Romania (2011), Letter of Intent, and Technical Memorandum of Understanding, 10. March 2011., Bucharest, Romania.

Romania (2009), Letter of Intent and Technical Memorandum of Understanding, 24. April 2009., Bucharest, Romania.

Rosen H., Gayer T. (2009), *Javne finansije* (prevod), Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta, Beograd.

Sargent T., Wallace N. (1981), Some unpleasant monetary arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 5(3), pp. 1-17.

Schaechter A., Kinda T., Budina N., Weber A. (2012), Fiscal Rules in Response to the Crisis - Toward the „Next-Generation“ Rules. A New Dataset, IMF Working Paper No. 12/187, International Monetary Fund, Washington D.C.

Schwert W. (1989), Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 7(2), pp. 147-159.

Sims C. A. (1994), A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy, *Economic Theory*, vol. 4(3), pp. 381–399.

Stanek P. (2014), Public debt sustainability and the participation of the new member states in the euro area, *Poznań University of Economics Review*, vol. 14(4), pp. 22-37.

Stock J, Watson M. (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, vol. 61(4), pp. 783-820.

Stoian A., Campeanu E. (2010), Fiscal Policy Reaction in the Short Term for Assessing Fiscal Sustainability in the Long Run in Central and Eastern European Countries, *Czech Journal of Economics and Finance*, vol. 60(6), pp. 501-518.

Švaljek S. (2007), „Javni dug“ u: *Javne financije u Hrvatskoj* (Ed: Katarina Ott), Institut za javne financije, Zagreb.

Tempelman J. H. (2006), Does “Starve the Beast” Work?, *Cato Journal*, vol. 26(3), pp. 559-572.

Tiwari A.K., Mutascu M. (2016), The revenues-spending nexus in Romania: a TAR and MTAR approach, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, vol. 29(1), pp. 735-745.

Toda H., Yamamoto T. (1995), Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, vol. 66 (1-2), pp. 225-250.

Trachanas E., Katrakilidis C. (2013), Fiscal deficits under financial pressure and insolvency: Evidence for Italy, Greece and Spain, *Journal of Policy Modeling*, vol. 35(5), pp. 730–749.

Trehan B., Walsh C. E. (1998), Common Trends, Intertemporal Budget Balance, and Revenue Smoothing, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12(2–3), pp. 425–444.

Trenovski B., Tashevska B. (2015), Fiscal or monetary dominance in a small, open economy with fixed exchange rate – the case of the Republic of Macedonia, *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, vol. 33(1), pp. 125-145.

Tronzano M. (2013), The Sustainability of Indian Fiscal Policy: A Reassessment of the Empirical Evidence, *Emerging Markets Finance & Trade*, vol. 49(1), pp. 63–76.

Vlada Republike Hrvatske (2009a), *Obrazloženje prijedloga izmjena i dopuna državnog proračuna Republike Hrvatske za 2009. godinu (od 25. marta 2009.)*, Zagreb, Republika Hrvatska.

Vlada Republike Hrvatske (2009b), Obrazloženje prijedloga izmjena i dopuna državnog proračuna Republike Hrvatske za 2009. godinu (od 11. jula 2009.), Zagreb, Republika Hrvatska.

Vlada Republike Hrvatske (2009c), Obrazloženje prijedloga izmjena i dopuna državnog proračuna Republike Hrvatske za 2009. godinu (od 24. jula 2009.), Zagreb, Republika Hrvatska.

Vlada Republike Srbije (2016), Fiskalna strategija za 2017. godinu sa projekcijama za 2018. i 2019. godinu, Ministarstvo finansija, Beograd.

Vlada Republike Srbije (2015), Fiskalna strategija za 2016. godinu sa projekcijama za 2017. i 2018. godinu, Ministarstvo finansija, Beograd.

Vlada Republike Srbije (2014), Fiskalna strategija za 2015. godinu sa projekcijama za 2016. i 2017. godinu, Ministarstvo finansija, Beograd.

Vlada Republike Srbije (2013), Fiskalna strategija za 2014. godinu sa projekcijama za 2015. i 2016. godinu, Ministarstvo finansija, Beograd.

Vlada Republike Srbije (2012), Fiskalna strategija za 2013. godinu sa projekcijama za 2014. i 2015. godinu, Ministarstvo finansija, Beograd.

Vlada Republike Srbije (2008), Ekonomska kriza i njen uticaj na privredu Srbije - okvirni program mera, Vlada Republike Srbije, Kabinet Predsednika, Beograd.

Vogelsang J., Perron P. (1998), Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, *International Economic Review*, 39(4), pp. 1073-1100. (Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance, Nov. 1998).

Von Hagen, J., Hallett A.H., Strauch R. (2001), Budgetary Consolidation in EMU, Economics Papers No. 148, Centre for Economic Policy Research, European Commission, Brussels.

World Bank (2014), Turkey Public Finance Review - Turkey in Transition: Time for a Fiscal Policy Pivot?, World Bank Report No. 85104-TR, Poverty Reduction and Economic Management Unit, Washington, D.C.

World Bank (2015), FYR Macedonia Public Expenditure Review - Fiscal Policy for Growth, World Bank Report No. 93913-MK, Washington, D.C.

Young A. (2009), Tax-Spend or Fiscal Illusion?, *Cato Journal*, vol. 29(3), pp. 469-485.

Zivot E., Andrews D. (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10(3), pp. 251-270.

Zoli E. (2005), How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? BIS Working Paper No. 174.

Zvanične internet prezentacije:

Državni zavod za statistiku Makedonije: <http://www.stat.gov.mk>

Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat>

Hrvatska narodna banka: <https://www.hnb.hr>

Kabinet Premijera Republike Turske - Trezor: <http://www.treasury.gov.tr>

Ministarstvo finansija Republike Hrvatske: <http://www.mfin.hr>

Ministarstvo finansija Republike Srbije: <http://www.mfin.gov.rs>

Ministarstvo za finansije Republike Makedonije: <http://www.finance.gov.mk>

Narodna banka Republike Makedonije: <http://www.nbrm.mk>

Narodna banka Srbije: <http://www.nbs.rs>

Republički zavod za statistiku Srbije: <http://webrzs.stat.gov.rs>

SPISAK TABELA, GRAFIKONA I ILUSTRACIJA

Spisak tabela

- Tabela 1. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Poljskoj 2005-2016.
- Tabela 2. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Turskoj 2005-2016.
- Tabela 3. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Mađarskoj 2005-2016.
- Tabela 4. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Rumuniji 2005-2016.
- Tabela 5. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Bugarskoj 2005-2016.
- Tabela 6. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Hrvatskoj 2005-2016.
- Tabela 7. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Srbiji 2005-2016.
- Tabela 8. Pregled mera fiskalne konsolidacije *vs.* ekspanzije u Makedoniji 2005-2016.
- Tabela 9. Komparativni pregled primenjenih mera fiskalne konsolidacije u odabranim emergentnim ekonomijama (2005-2016. godine)
- Tabela 10. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Poljskoj
- Tabela 11. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Mađarskoj
- Tabela 12. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Rumuniji
- Tabela 13. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Bugarskoj
- Tabela 14. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Hrvatskoj
- Tabela 15. Ključne karakteristike fiskalnih pravila u Srbiji
- Tabela 16. Hronologija procedure prekomernog deficita u emergentnim EU ekonomijama
- Tabela 17. Emergentne evropske ekonomije *vs.* MMF - pregled aranžmana u periodu analize
- Tabela 18. Deskriptivna statistika za varijablu R u odabranim emergentnim ekonomijama
- Tabela 19. Deskriptivna statistika za varijablu G u odabranim emergentnim ekonomijama
- Tabela 20. Deskriptivna statistika za varijablu PB u odabranim emergentnim ekonomijama
- Tabela 21. Deskriptivna statistika za varijablu D u odabranim emergentnim ekonomijama
- Tabela 22. Poljska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 23. Poljska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 24. Poljska: Engl-Grejdžerov test kointegracije (varijable R i G)

Tabela 25. Poljska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Tabela 26. Poljska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Tabela 27. Poljska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

Tabela 28. Poljska: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

Tabela 29. Poljska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

Tabela 30. Poljska: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

Tabela 31. Poljska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 32. Poljska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 33. Poljska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 34. Poljska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (vb. PB i D)

Tabela 35. Poljska: model korekcije greške (varijable PB i D)

Tabela 36. Poljska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

Tabela 37. Turska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

Tabela 38. Turska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma

Tabela 39. Turska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)

Tabela 40. Turska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Tabela 41. Turska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)

Tabela 42. Turska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)

Tabela 43. Turska: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)

Tabela 44. Turska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)

Tabela 45. Turska: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)

Tabela 46. Turska: asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)

Tabela 47. Turska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 48. Turska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 49. Turska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

Tabela 50. Turska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable PB i D)

Tabela 51. Turska: model korekcije greške (varijable PB i D)

Tabela 52. Turska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)

Tabela 53. Mađarska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti

- Tabela 54. Mađarska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 55. Mađarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 56. Mađarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 57. Mađarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 58. Mađarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)
- Tabela 59. Mađarska: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 60. Mađarska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 61. Mađarska: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijab. R i G)
- Tabela 62. Mađarska: asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 63. Mađarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 64. Mađarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 65. Mađarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 66. Mađarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijb. PB i D)
- Tabela 67. Mađarska: model korekcije greške (varijable PB i D)
- Tabela 68. Mađarska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)
- Tabela 69. Rumunija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 70. Rumunija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 71. Rumunija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 72. Rumunija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 73. Rumunija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 74. Rumunija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)
- Tabela 75. Rumunija: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 76. Rumunija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 77. Rumunija: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)
- Tabela 78. Rumunija: asimetrični (MTAR) model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 79. Rumunija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 80. Rumunija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 81. Rumunija: Gregori-Hansenovi testovikointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 82. Rumunija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijb. PB i D)

- Tabela 83. Rumunija: model korekcije greške (varijable PB i D)
- Tabela 84. Rumunija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)
- Tabela 85. Bugarska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 86. Bugarska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 87. Bugarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 88. Bugarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 89. Bugarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 90. Bugarska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)
- Tabela 91. Bugarska: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 92. Bugarska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 93. Bugarska: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)
- Tabela 94. Bugarska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 95. Bugarska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 96. Bugarska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 97. Bugarska: model u prvim diferencama (varijable PB i D)
- Tabela 98. Bugarska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)
- Tabela 99. Hrvatska: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 100. Hrvatska: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 101. Hrvatska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 102. Hrvatska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 103. Hrvatska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 104. Hrvatska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijab. R i G)
- Tabela 105. Hrvatska: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 106. Hrvatska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 107. Hrvatska: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijable R i G)
- Tabela 108. Hrvatska: asimetrični (TAR) model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 109. Hrvatska: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 110. Hrvatska: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 111. Hrvatska: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)

- Tabela 112. Hrvatska: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijab PB i D)
- Tabela 113. Hrvatska: model korekcije greške (varijable PB i D)
- Tabela 114. Hrvatska: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)
- Tabela 115. Srbija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 116. Srbija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 117. Srbija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 118. Srbija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 119. Srbija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 120. Srbija: testovi kointegracije uz TAR/MTAR prilagođavanje (varijable R i G)
- Tabela 121. Srbija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable R i G)
- Tabela 122. Srbija: model u prvim diferencama (varijable R i G)
- Tabela 123. Srbija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 124. Srbija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 125. Srbija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 126. Srbija: Gregori-Hansenovi testovikointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 127. Srbija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varijable PB i D)
- Tabela 128. Srbija: model korekcije greške (varijable PB i D)
- Tabela 129. Srbija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable PB i D)
- Tabela 130. Makedonija: testovi jediničnog korena i testovi stacionarnosti
- Tabela 131. Makedonija: testovi jediničnog korena u prisustvu strukturnog loma
- Tabela 132. Makedonija: Engl-Grejndžerov test kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 133. Makedonija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 134. Makedonija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable R i G)
- Tabela 135. Makedonija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (varij. R i G)
- Tabela 136. Makedonija: simetrični model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 137. Makedonija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijable R i G)
- Tabela 138. Makedonija: ispitivanje prisustva TAR/MTAR prilagođavanja (varijab. R i G)
- Tabela 139. Makedonija: asimetrični (MTAR) model korekcije greške (varijable R i G)
- Tabela 140. Makedonija: Engel-Grejndžerov test kointegracije (varijable PB i D)

- Tabela 141. Makedonija: Johansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 142. Makedonija: Gregori-Hansenovi testovi kointegracije (varijable PB i D)
- Tabela 143. Makedonija: ocena kointegracijskih parametara DOLS metodom (PB i D)
- Tabela 144. Makedonija: model korekcije greške (varijable PB i D)
- Tabela 145. Makedonija: ispitivanje uzročnosti – Toda-Jamamoto pristup (varijab. PB i D)

Spisak grafikona

- Grafikon 1. Efekti fiksne i monetarne politike u IS/LM modelu
- Grafikon 2. Kretanje referentne kamatne stope vs. epizode fiskalne konsolidacije u Srbiji
- Grafikon 3. Poljska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 4. Poljska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 5. Turska: kretanje budžetskog salda opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 6. Turska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 7. Mađarska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 8. Mađarska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 9. Rumunija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP-a)
- Grafikon 10. Rumunija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 11. Bugarska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP-a)
- Grafikon 12. Bugarska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 13. Hrvatska: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 14. Hrvatska: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 15. Srbija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 16. Srbija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 17. Makedonija: kretanje budžetskog deficita opšte države, 2005-2016. (% BDP)
- Grafikon 18. Makedonija: kretanje javnog duga opšte države, 2005-2016. (u % BDP-a)
- Grafikon 19. Poljska: prikaz vremenskih serija R i G
- Grafikon 20. Turska: prikaz vremenskih serija R i G
- Grafikon 21. Mađarska: prikaz vremenskih serija R i G
- Grafikon 22. Rumunija: prikaz vremenskih serija R i G

Grafikon 23. Bugarska: prikaz vremenskih serija R i G

Grafikon 24. Hrvatska: prikaz vremenskih serija R i G

Grafikon 25. Srbija: prikaz vremenskih serija R i G

Grafikon 26. Makedonija: prikaz vremenskih serije R i G

Spisak ilustracija

Ilustracija 1. Uspesne vs. neuspesne i ekspanzivne vs. kontrakzione fiskalne konsolidacije

Ilustracija 2. Ekonomski i politički faktori fiskalnog prilagođavanja

Ilustracija 3. Fiskalna pravila u upotrebi (presek za 2014. godinu)

Ilustracija 4. Fiskalna politika u Srbiji vs. MMF – retrospektiva post-kriznih aranžmana

Ilustracija 5. Prikaz algoritama sa četiri koraka istraživanja