

**UNIVERZITET U BEOGRADU**

**EKONOMSKI FAKULTET**

**VLADIMIR LJ. ANDRIĆ**

**UTICAJ FISKALNE POLITIKE NA  
BUDŽETSKU, SPOLJNU I CENOVNU  
RAVNOTEŽU U REPUBLICI SRBIJI**

**DOKTORSKA DISERTACIJA**

**BEOGRAD, 2018**

**UNIVERSITY OF BELGRADE**

**FACULTY OF ECONOMICS**

**VLADIMIR LJ. ANDRIĆ**

**THE IMPACT OF FISCAL POLICY ON  
BUDGETARY, EXTERNAL AND PRICE  
EQUILIBRIA IN THE REPUBLIC OF  
SERBIA**

**DOCTORAL DISSERTATION**

**BELGRADE, 2018**

Podaci o mentoru i članovima komisije:

Mentor: Prof. dr Miloško Arsić, Ekonomski  
fakultet, Univerzitet u Beogradu

Članovi komisije:

Prof. dr Zorica Mladenović, Ekonomski fakultet,  
Univerzitet u Beogradu

Prof. dr Branko Urošević, Ekonomski fakultet,  
Univerzitet u Beogradu

Prof. dr Aleksandra Nojković, Ekonomski  
fakultet, Univerzitet u Beogradu

Prof. dr Branko Radulović, Pravni fakultet,  
Univerzitet u Beogradu

Datum odbrane: \_\_\_\_\_

## IZJAVA ZAHVALNOSTI

Na prvom mestu zahvaljujem se svojoj verenici Sanji bez čije ljubavi, trpljenja i podrške ne bih mogao da privedem kraju pisanje ove doktorske disertacije. Zahvaljujem se, takođe, svojim roditeljima Ljubiši i Vesni, kao i baka Mileni i stricu Aleksandru, koji su pokazali veliko razumevanje da tokom svih ovih godina ulažu u moje obrazovanje.

Na drugom mestu zahvaljujem se svom mentoru, prof. dr Milojku Arsiću, koji mi je pružio ogromnu slobodu u bavljenju naučno-istraživačkim radom. Kao rezultat te slobode, proisteklo je gotovo sve što danas znam iz oblasti makroekonomije i fiskalne politike.

Na trećem mestu zahvaljujem se ostalim članovima svoje mentorske komisije, pre svega prof. dr Zorici Mladenović i prof. dr Aleksandri Nojković koje su me naučile osnovama ekonometrije, i tako postavile metodološki temelj za moj budući naučno-istraživački rad, kao i prof. dr Branku Uroševiću na komentarima upućenim tokom odbrane I i II doktoranskog kolokvijuma. Zahvaljujem se, takođe, i prof. dr Bošku Živkoviću, prof. dr Milošu Božoviću i prof. dr Branislavu Boričiću na mnogim korisnim diskusijama i sugestijama tokom mojih doktorskih studija.

Konačno, ogromnu zahvalnost dugujem kolegama sa Instituta ekonomskih nauka (IEN) u Beogradu. Pojedinačno, ipak, zahvaljujem se Jeleni Minović, višoj naučnoj saradnici Instituta ekonomskih nauka, koja je, u funkciji institutskog mentora, nadgledala izradu ove doktorske disertacije. Zahvalio bih se, takođe, i doktoru Jovanu Zuboviću, direktoru IEN-a, na pruženoj šansi i prilici. Na kraju, posebnu zahvalnost dugujem prof. dr Boži Draškoviću na iskrenim savetima i smernicama tokom mojih prvih institutskih dana.

Ovu doktorsku disertaciju posvećujem budućim srpskim naraštajima, a među njima onima koje najviše volim-Maši, Đoletu, Dunji i Mihajlu. Neka im posluži na zdravlje i spasenje!

# **Uticaj fiskalne politike na budžetsku, spoljnu i cenovnu ravnotežu u Republici Srbiji**

## **Rezime**

U disertaciji se analizira uticaj fiskalne politike na budžetsku, spoljnu i cenovnu ravnotežu u Republici Srbiji nakon 2000. godine. Rezultati iz I poglavlja teze upućuju na neodrživost fiskalne pozicije Republike Srbije u analiziranom periodu, pri čemu je globalna finansijska kriza, zajedno sa izbornim političkim ciklusom, delovala u pravcu produblјivanja fiskalne neravnoteže, dok su aranžmani sa MMF-om delovali u pravcu stabilizacije javnih finansija Republike Srbije. Budžetska neravnoteža nakon 2000. godine je formirana kao posledica nesinhronizovanih diskrecionih mera na obe strane budžeta, što je u skladu sa hipotezom o institucionalnoj separaciji. Određeni empirijski dokazi iz II poglavlja, međutim, ukazuju da se putem kontrole javnih prihoda može uticati na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda, što je u skladu sa Fridmanovom oporezuj-troši hipotezom. Rezultati iz II poglavlja, takođe, odbacuju hipotezu o Rikardijanskoj ekvivalenciji, i upućuju da je neto efekat pozitivnih fiskalnih inovacija povezan sa: 1) aprecijacijom realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa; 2) smanjenjem privatne štednje domaćinstava; i 3) rastom bruto investicija. Opisani transmisioni mehanizmi deluju, zatim, u pravcu pogoršanja spoljnotrgovinske pozicije Republike Srbije. Konačno, rezultati iz III poglavlja teze pokazuju da fiskalna reakcija javnog duga na rast u primarnom fiskalnom bilansu postaje statistički značajna, u proseku, tek dve godine od početka sprovođenja programa fiskalne konsolidacije, što je u skladu sa teorijskim postavkama rikardijanskog, tj., monetarno-dominantnog, režima formiranja cena. Pojava statistički značajne negativne autokorelacije u stohastičkim procesima za primarni i strukturni primarni fiskalni bilans nakon isteka perioda od 3 godine upućuje, međutim, na potencijalnu relevantnost nerikardijanskog, tj., fiskalno-dominantnog, režima formiranja cena u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

**Ključne reči: fiskalna održivost, blizanački defцитi, fiskalna teorija cena, Srbija**

**Naučna oblast: makroekonomija**

**Uža naučna oblast: fiskalna teorija i politika**

# **The impact of fiscal policy on budgetary, external and price equilibria in the Republic of Serbia**

## **Abstract**

This thesis explores the impact of fiscal policy on budgetary, external and price equilibria in the Republic of Serbia after the year 2000. The results from the I thesis chapter point to unsustainable fiscal practices, with a particular emphasis on the destabilising effects of the Great Recession and the electoral political cycle, and the stabilising effects of the “stand-by” arrangements with the IMF. Budgetary disequilibrium in Serbia emerged as a consequence of ad-hoc discretionary measures on both sides of the budget, which is in accordance with the institutional separation hypothesis between government revenues and expenditures. Certain econometric estimates from the II thesis chapter, however, imply how policy makers can curtail primary government expenditures via government revenues control, giving support to Friedman’s tax-spend hypothesis. Other results from the II thesis chapter, which are concerned with the impact of fiscal policy on external equilibrium, reject the Ricardian equivalence hypothesis, and show how the net effect of unanticipated positive budgetary changes is connected with: 1) real and nominal exchange rate appreciation; 2) lower private saving; 3) higher gross fixed capital formation. Aforementioned transmission mechanisms lead, consequently, to the contraction of net exports. Finally, the III thesis chapter shows how fiscal reaction of public debt to an increase in primary fiscal balance becomes statistically significant, on average, after 2 years of fiscal consolidation, an empirical result consistent with the Ricardian, i.e., monetary-dominant, price formation regime. The occurrence of statistically significant negative autocorrelation in the stochastic processes for primary fiscal balance and structural primary fiscal balance after a 3 year period points, however, to potential relevance of nonricardian, i.e., fiscally dominant, price formation regime in the Republic of Serbia after the year 2000.

**Keywords:** fiscal sustainability, twin deficits, fiscal theory of the price level, Serbia

**Scientific field:** macroeconomics

**Scientific subfield:** fiscal theory and policy

## SADRŽAJ

<b>OPŠTI UVOD</b>	<b>1</b>
<b>I FISKALNA POLITIKA I BUDŽETSKA RAVNOTEŽA U REPUBLICI SRBIJI</b>	<b>5</b>
<b>UVODNA RAZMATRANJA</b>	<b>5</b>
1.1 FISKALNA ODRŽIVOST	6
1.2 HIPOTEZE O MEĐUZAVISNOSTI JAVNIH PRIHODA I RASHODA	39
1.3 MODELIRANJE UZROČNO-POSLEDIČNE DINAMIKE JAVNIH PRIHODA I RASHODA	46
1.4 DISKUSIJA REZULTATA	80
<b>II FISKALNA POLITIKA I SPOLJNA RAVNOTEŽA U REPUBLICI SRBIJI</b>	<b>82</b>
<b>UVODNA RAZMATRANJA</b>	<b>82</b>
2.1 FISKALNA POLITIKA I SPOLJNA RAVNOTEŽA-TEORIJSKI OKVIR	83
2.2 PREGLED RELEVANTNE LITERATURE	90
2.3 FISKALNA POLITIKA I SPOLJNA RAVNOTEŽA-EMPIRIJSKA ANALIZA	98
2.4 DISKUSIJA REZULTATA	131
<b>III FISKALNA POLITIKA I CENOVNA RAVNOTEŽA U REPUBLICI SRBIJI</b>	<b>136</b>
<b>UVODNA RAZMATRANJA</b>	<b>136</b>
3.1 RIKARDIJANSKI VS. NERIKARDIJANSKI REŽIM	137
3.2 PREGLED EMPIRIJSKIH ISTRAŽIVANJA	142
3.3 EMPIRIJSKA IDENTIFIKACIJA FISKALNOG REŽIMA	145
3.4 DISKUSIJA REZULTATA	172
<b>OPŠTI ZAKLJUČAK</b>	<b>175</b>
<b>LITERATURA</b>	<b>179</b>
<b>PRILOG A: PODACI</b>	<b>189</b>
<b>PRILOG B: TESTOVI JEDINIČNOG KORENA</b>	<b>191</b>
<b>PRILOG C: VAR SPECIFIKACIJE</b>	<b>197</b>

## Opšti uvod

Predmet istraživanja ove doktorske disertacije je analiza uticaja fiskalne politike na budžetsku, spoljnu i cenovnu ravnotežu u Republici Srbiji u periodu 2001Q1-2017Q3. Predmet analize, dakle, bazira se na tri osnovna pravca istraživanja. Prvi istraživački pravac obuhvata analizu održivosti fiskalne pozicije Republike Srbije, kao i uticaj fiskalne politike na formiranje i dinamiku budžetske neravnoteže nakon 2000. godine. Drugi istraživački pravac obuhvata analizu uticaja fiskalne politike na formiranje i dinamiku spoljne neravnoteže u Republici Srbiji ispitujući relevantne transmisione mehanizme efekta supstitucije i efekta apsorpcije. Treći istraživački pravac obuhvata analizu uticaja fiskalne politike na formiranje i dinamiku cenovne neravnoteže u Republici Srbiji, i dovodi u vezu održivost fiskalne pozicije Republike Srbije sa mehanizmima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena nakon 2000. godine.

Ciljevi ove doktorske disertacije su da: i) u kontekstu održivosti fiskalne pozicije, opiše formiranje i dinamiku budžetske neravnoteže u Republici Srbiji ispitujući postojanje, smer i intenzitet uzročno-posledične veze između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda nakon 2000. godine; ii) u kontekstu održivosti spoljnotrgovinske pozicije, opiše formiranje i dinamiku spoljnotrgovinske neravnoteže u Republici Srbiji ispitujući transmisione mehanizme uticaja diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga nakon 2000. godine; iii) u kontekstu održivosti cenovne stabilnosti, opiše formiranje i dinamiku cenovne neravnoteže u Republici Srbiji ispitujući postojanje, smer i intenzitet fiskalne reakcije javnog duga na pozitivne inovacije u primarnom fiskalnom bilansu nakon 2000 godine.

Sadržaj disertacije je podeljen na tri glavna poglavlja. U prvom poglavlju se ispituje održivost fiskalne pozicije Republike Srbije nakon 2000. godine, kao i dinamička uzročno-posledična veza između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda. Drugo poglavlje ispituje dinamičku uzročno-posledičnu vezu između rashodne i prihodne strane budžeta, sa jedne, i spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, sa druge strane. Treće poglavlje ispituje dinamičku uzročno-posledičnu vezu između javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa.



Rezultati iz I poglavlja teze upućuju na neodrživost fiskalne pozicije Republike Srbije nakon 2000. godine, pri čemu je globalna finansijska kriza, zajedno sa izbornim političkim ciklusom, delovala u pravcu produbljenja fiskalne neravnoteže, dok su aranžmani sa MMF-om delovali u pravcu stabilizacije javnih finansija Republike Srbije. Rezultati iz prvog poglavlja teze upućuju, takođe, da ne postoji dinamička uzročno-posledična veza između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda budžeta Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Budžetska neravnoteža u Republici Srbiji formirana je, dakle, kao posledica nesinhronizovanih, međusobno nepovezanih, ad-hoc diskrecionih mera na obe strane budžeta, što je u skladu sa hipotezom o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane republičkog budžeta. Drugim rečima, dinamika primarnih javnih rashoda uslovljena je isključivo diskrecionim merama na rashodnoj strani budžeta, dok je dinamika javnih prihoda uslovljena isključivo diskrecionim merama na prihodnoj strani budžeta. Od egzogenih diskrecionih mera na rashodnoj strani primarnog fiskalnog bilansa, posebno su značajna predizborna povećanja javne potrošnje, u proseku između 3,5-4% BDP-a, u 2006Q4, 2007Q4 i 2012Q1, kao i diskreciona kontrola primarnih javnih rashoda, pre svega preko kontrole plata i penzija, u periodima sprovođenja aranžmana sa MMF-om (2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1 i 2015Q1-2017Q3), što utiče na smanjenje učešća javnih rashoda u BDP-u za oko 1-1,5% BDP-a. Od egzogenih diskrecionih mera na prihodnoj strani budžeta, od posebnog je značaja uvođenje poreza na dodatu vrednost (PDV), koje je dovelo do jednokratnog povećanja učešća javnih prihoda u BDP-u za oko 1,5-2,0% BDP-a.

Rezultati iz II poglavlja teze pokazuju da neanticipirani rast javne potrošnje i diskrecionih javnih prihoda dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Pozitivni šokovi u javnoj potrošnji imaju kvantitativno snažniji uticaj na kretanje realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa (aprecijacija) u odnosu na pozitivne inovacije u diskrecionim javnim prihodima (deprecijacija), što implicira da fiskalna politika utiče na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko aprecijacije realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa. Sa druge strane, transmisioni mehanizam koji funkcioniše preko odnosa domaćih i stranih cena nije se pokazao empirijski relevantnim u objašnjavanju varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Izdaci

za ličnu potrošnju domaćinstava, takođe, nemaju statistički značajan uticaj na kretanje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Fiskalna politika utiče, međutim, na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko smanjenja privatne štednje domaćinstava, gde pozitivni šokovi u diskrecionim javnim prihodima imaju kvantitativno snažniji uticaj (smanjenje privatne štednje) u odnosu na pozitivne inovacije u javnoj potrošnji (povećanje privatne štednje). Konačno, pozitivni šokovi u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima dovode do povećanja bruto investicija u osnovne fondove, čije se povećanje zatim preliva na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.

Kao sporedni rezultat drugog poglavlja teze pojavljuje se identifikovanje alternativne dinamičke uzročno-posledične veze između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda u Republici Srbiji. VAR specifikacije koje ispituju transmisione mehanizme preko realnog i nominalnog deviznog kursa potvrđuju relevantnost hipoteze o institucionalnoj separaciji, dok preostali ocenjeni VAR modeli pružaju empirijske dokaze u prilog Fridmanovoj oporezuj-troši hipotezi. Polazeći od pretpostavke o podjednako relevantnosti obe hipoteze u opisivanju dinamičke uzročno-posledične veze između diskrecionih primarnih javnih rashoda i javnih prihoda, eliminisanje budžetske neravnoteže najefikasnije se može postići diskrecionim smanjenjem primarnih javnih rashoda, jer se na taj način, kroz poboljšanje ukupnog budžetskog rezultata, otvara fiskalni prostor za diskreciono smanjenje javnih prihoda, koje bi onda izvršilo dodatni korektivni pritisak naniže u pravcu smanjenja javne potrošnje. Pokušaj da se budžetska neravnoteža eliminiše putem diskrecionog povećanja javnih prihoda, kako to preporučuje hipoteza o institucionalnoj separaciji, mogao bi dovesti do kretanja javne potrošnje naviše, u skladu sa empirijskim nalazima koji potvrđuju Fridmanovu hipotezu.

Rezultati iz III poglavlja teze ukazuju da se opšti prosečni nivo cena, a samim tim i nominalni BDP, u Republici Srbiji dominantno formira pod uticajem monetarne, a ne fiskalne politike. Drugim rečima, ocenjene funkcije fiskalne reakcije javnog duga na šokove u primarnom fiskalnom bilansu imaju logički konzistentniju interpretaciju u okviru rikardijanskog (monetarno-dominantnog) fiskalnog režima. Ocenjeni VAR

modeli ukazuju da učešće javnog duga u BDP-u počinje statistički značajno da opada, u proseku, dve godine nakon otpočinjanja programa fiskalne konsolidacije. Identifikovani korektivni mehanizam u kretanju dug/BDP odnosa upućuje da je međuvremensko budžetsko ograničenje države zadovoljeno, pre svega, kretanjima u fiskalnim varijablama, a ne promenama u opštem prosečnom nivou cena, tj., u nominalnom BDP-u. Pojava negativne autokorelacije u stohastičkim procesima za primarni i strukturni primarni fiskalni bilans nakon isteka trogodišnjeg programa fiskalne konsolidacije upućuje na vođenje ekspanzivne fiskalne politike koja više ne uzima u obzir, ili bar ne u istoj meri, visinu i dinamiku javnog duga. Ovakva kretanja u pomenutim fiskalnim agregatima upućuju na pojavu nerikardijanskog (fiskalno-dominantnog) režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena (nominalnog BDP-a) u kome se, s obzirom da primarni fiskalni rezultat ne utiče korektivno na kretanje javnog duga, zadovoljenje međuvremenskog budžetskog ograničenja države ostvaruje korekcijama u opštem prosečnom nivou cena, tj., u nominalnom BDP-u.

Doprinos ove doktorske teze nalazi se u analizi uticaja fiskalne politike na formiranje osnovnih makroekonomskih neravnoteža u Republici Srbiji u periodu nakon 2000. godine. Ocenjene ekonometrijske specifikacije holistički analiziraju održivost fiskalne pozicije Republike Srbije, kao i uticaj diskrecionih fiskalnih mera na budžet, spoljnotrgovinski bilans, javni dug i opšti prosečni nivo cena Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Identifikovane uzročno-posledične veze, kao i opisani transmisioni mehanizmi, mogu biti od suštinskog značaja za vođenje fiskalne politike ne samo u Srbiji, već i u drugim malim otvorenim eurizovanim privredama sa područja Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope.

# **I Fiskalna politika i budžetska ravnoteža u Republici Srbiji**

## **Uvodna razmatranja**

Predmet analize ovog poglavlja teze jeste analiza održivosti fiskalne pozicije Republike Srbije, kao i identifikovanje dinamičke uzročno-posledične veze između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda u Republici Srbiji u periodu 2001Q1-2017Q3. Glavni doprinos ovog poglavlja sastoji se u opisu geneze i dinamike budžetske neravnoteže u kontekstu održivosti fiskalne pozicije Republike Srbije nakon 2000. godine. Značaj davanja odgovora na ovo, prvo, istraživačko pitanje leži u identifikovanju funkcionisanja fiskalne politike u analiziranom periodu, a samim tim i u definisanju preporuka za kreatore ekonomske politike u pravcu uspostavljanja strukturne budžetske ravnoteže u Republici Srbiji u narednom periodu.

Rezultati iz I poglavlja teze upućuju na neodrživost fiskalne pozicije Republike Srbije nakon 2000. godine, pri čemu je globalna finansijska kriza, zajedno sa izbornim političkim ciklusom, delovala u pravcu produblјivanja fiskalne neravnoteže, dok su aranžmani sa MMF-om delovali u pravcu stabilizacije javnih finansija Republike Srbije. Rezultati iz I poglavlja teze pokazuju, takođe, da je budžetska neravnoteža u Republici Srbiji formirana kao posledica međusobno nepovezanih diskrecionih mera na obe strane republičkog budžeta. Empirijski rezultati ukazuju, dakle, da ne postoji dinamička uzročno-posledična veza između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda budžeta Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Ovi rezultati upućuju da formiranje budžetske neravnoteže u Republici Srbiji nakon 2000. godine najadekvatnije opisuje hipoteza o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane republičkog budžeta. Dinamika primarnih javnih rashoda uslovlјena je, dakle, isklјučivo diskrecionim merama na rashodnoj strani budžeta, dok je dinamika javnih prihoda uslovlјena isklјučivo diskrecionim merama na prihodnoj strani budžeta. Od egzogenih diskrecionih mera na rashodnoj strani budžeta, posebno se izdvajaju predizborna povećanja javne potrošnje, u proseku između 3,5-4% BDP-a, u 2006Q4, 2007Q4 i 2012Q1, kao i diskreciona kontrola javnih rashoda u periodima sprovođenja aranžmana

sa MMF-om (2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1 i 2015Q1-2017Q3), koji utiču na smanjenje učešća javnih rashoda u BDP-u za oko 1-1,5% BDP-a. Od egzogenih diskrecionih mera na prihodnoj strani budžeta, od posebnog je značaja uvođenje poreza na dodatu vrednost (PDV), koje je dovelo do jednokratnog povećanja učešća javnih prihoda u BDP-u za oko 1,5-2,0% BDP-a.

Rezultat o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta posledica je pretpostavke o egzogenoj javnoj potrošnji čiju relevantnost potvrđuju rezultati Grejndžerovog testa uzročnosti, kao i rezultati dekompozicija varijansi grešaka predviđanja. Relevantnost ove hipoteze ne gubi na značaju čak ni kada se uzmu u obzir uticaji šokova apsorpcije na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda.

Relativno je mali broj studija, ako uopšte i postoje, koje ispituju fiskalnu održivost i uzročno-posledičnu dinamiku između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda u slučaju zemalja Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope. Najverovatniji razlog za nedostatak studija ovog tipa leži u relativno kratkim makroekonomskim vremenskim serijama za ekonomije iz gorepomenutih regiona. Ovo istraživanje predstavlja korak u tom pravcu, iako i u slučaju ovog istraživanja relativno kratak vremenski period ne dozvoljava donošenje opštih zaključaka o istorijskom ponašanju diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda. Rezultati ovog poglavlja, ipak, mogu biti od praktičnog značaja za kreatore ekonomske politike u pravcu eliminisanja srednjoročnih strukturnih budžetskih neravnoteža u narednom periodu.

## **1.1 Fiskalna održivost**

Potpoglavlje 1.1 podeljeno je na tri dela. Prvi deo, 1.1.1, analizira održivost javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine. Drugi deo, 1.1.2, analizira dinamiku rasta javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine. Treći deo, 1.1.3, analizira fiskalnu reakciju primarnog fiskalnog bilansa na promene u javnom dugu Republike Srbije, sa posebnim osvrtom na uticaj političkih varijabli i “stand-by” aranžmana sa MMF-om na dinamiku primarnog fiskalnog bilansa nakon 2000. godine.

## 1.1.1 Održivost javnog duga Republike Srbije

### 1.1.1.a Uvodne napomene

U periodu pre globalne finansijske krize (2001Q1-2008Q3), učešće javnog duga u BDP-u Republike Srbije beleži pad snažniji u odnosu na ostale ekonomije iz regiona Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope, prvenstveno kao posledica otpisa dugova od strane međunarodnih kreditora i upotrebe privatizacionih prihoda za finansiranje budžetskog deficita. U periodu nakon dolaska globalne finansijske krize u Srbiju (2008Q4-2014Q4), rast dug/BDP odnosa bio je među najbržim u pomenutoj grupi zemalja, što je navelo kreatora ekonomske politike i predstavnike međunarodnih finansijskih organizacija da razmotre mogućnost izbijanja fiskalne krize usled potencijalne nemogućnosti Republike Srbije da redovno servisira otplate kamate i glavnice na državne obveznice javnog duga. Suočena sa mogućnošću izbijanja krize javnog duga, Vlada Republike Srbije, među poslednjima u regionu, pokreće trogodišnji program fiskalne konsolidacije sa ciljem stabilizacije javnih finansija i obaranja učešća javnog duga u BDP-u. U prvim godinu dana implementacije, program fiskalne konsolidacije je uspeo da uspori rast javnog duga, što je dovelo do njegove stabilizacije na oko 70% BDP-a u toku 2016. godine, i posledičnog pada na oko 65% BDP-a na kraju 2017. godine. Imajući u vidu opisane trendove u dinamici javnog duga Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3, ekonometrijska analiza u okviru ovog dela disertacije se prvenstveno fokusira na ispitivanje potencijalnih nelinearnosti u kretanju dug/BDP odnosa Republike Srbije nakon 2000. godine. Ocenjene autoregresione specifikacije sa pragom (eng. threshold autoregressions-TAR) pružaju određene statističke dokaze o nelinearnom korektivnom vraćanju javnog duga Republike Srbije ka njegovoj srednjoj vrednosti (eng. mean reversion) nakon probijanja endogeno utvrđenog praga od oko 70% BDP-a.<sup>1</sup> Ovi dokazi upućuju, takođe, da je, i pored preduzetih mera fiskalne konsolidacije, dug/BDP odnos iznad nivoa koji preporučuju fiskalna pravila iz Zakona o budžetskom sistemu Republike Srbije (gornja granica dug/BDP odnosa od 45%) i Mاستrihtski kriterijumi konvergencije (gornja granica dug/BDP odnosa od 60%).

<sup>1</sup> Klasa ocenjenih nelinearnih autoregresionih modela u okviru ovog dela doktorske disertacije zapravo pripada klasi SETAR modela (eng. self-exciting threshold autoregressions) čiji bi grub prevod na srpski jezik mogao da glasi samogenerišući autoregresioni modeli sa pragom.

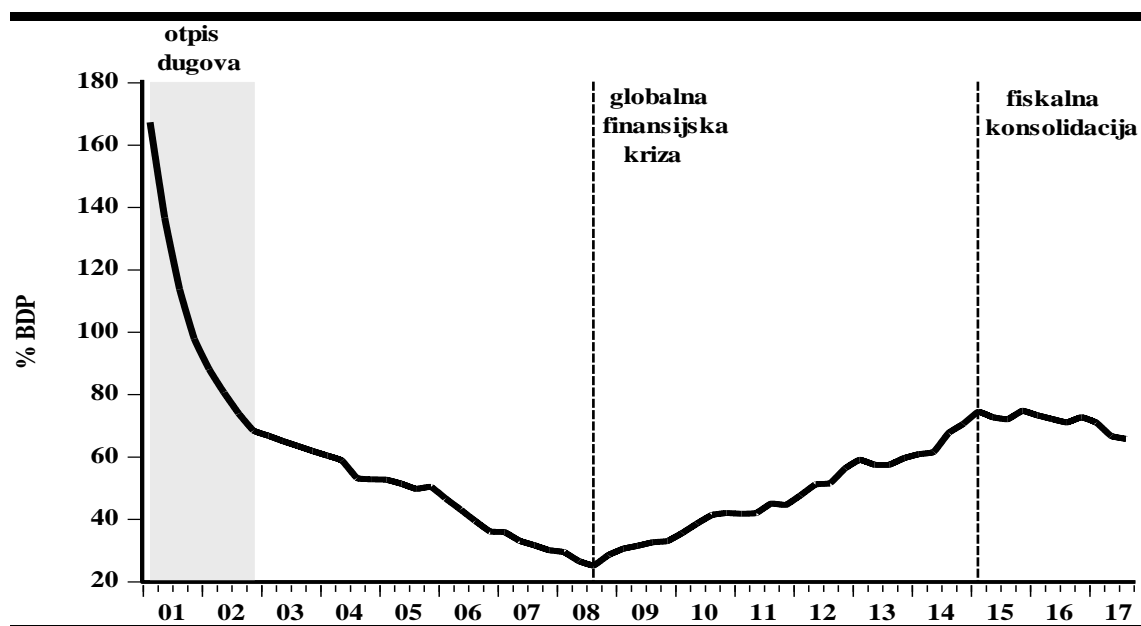
Relativno je mali broj studija koje analiziraju dinamiku javnog duga u kontekstu ukupne fiskalne održivosti na primeru tranzicionih ekonomija iz regiona Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope. Većina doprinosa iz ove oblasti se odnosi na razvijene kapitalističke ekonomije koje su članice EU i/ili OECD-a. Hamilton & Flavin (1986) analiziraju, na primer, dinamiku javnog duga SAD-a u periodu 1960.-1984. godina, dok Cipollini et al. (2009) obuhvataju period nakon II svetskog rata. Bohn (1998, 2005) se fokusira na duže vremenske uzorke koji obuhvataju periode 1916.-1995. godina i 1792.-2003. godina, respektivno, u slučaju SAD-a. Sarno (2001) analizira identičan vremenski period kao i Bohn (1998), i zaključuje da dinamiku javnog duga SAD-a karakteriše nelinearno korektivno vraćanje ka srednjoj vrednosti. Considine & Gallagher (2008) dolaze do istog zaključka kao Sarno (2001) u slučaju Velike Britanije, dok Bajo-Rubio et al. (2006) dobijaju isti nalaz u slučaju Španije. Konačno, Legrenzi & Milas (2012) i Piergallini & Postigliola (2013) detektuju nelinearno korektivno vraćanje ka srednjoj vrednosti u slučaju dinamike javnog duga Italije, dok Arghyrou & Luintel (2007) potvrđuju nelinearnu ravnotežnu korekciju ka srednjoj vrednosti u dinamikama javnih dugova Grčke, Irske, Italije i Holandije.

### **1.1.1.b Dinamika javnog duga Republike Srbije-stilizovane činjenice**

Slika 1.1 prikazuje tri distinktivna potperioda u kretanju dug/BDP odnosa Republike Srbije nakon 2000. godine: potperiod pre globalne finansijske krize (2001Q1-2008Q3), potperiod između globalne finansijske krize i početka programa fiskalne konsolidacije (2008Q4-2014Q3) i potperiod koji obuhvata program fiskalne konsolidacije (2014Q4-2017Q3).

U prvom potperiodu, 2001Q1-2008Q3, došlo je do pada učešća javnog duga u BDP-u Republike Srbije sa oko 170% BDP-a na oko 25% BDP-a. Naglo smanjenje učešća javnog duga u BDP-u Republike Srbije u prvih nekoliko godina nakon petooktobarskih promena sa kraja 2000. godine prvenstveno je posledica otpisa dugova od strane Pariskog i Londonskog kluba poverilaca. Između 2002.-2005. godine, nosioci ekonomske politike, uz podršku “stand-by” aranžmana sa MMF-om, sproveli su program fiskalne konsolidacije koji je doveo do rasta javne štednje od oko 5% BDP-a. Smanjenje učešća javnog duga u BDP-u je, takođe, potpomognuto masivnim prihodima

od privatizacije koji su korišćeni za finansiranje fiskalnih deficita. Aprecijacija realnog efektivnog deviznog kursa, prosečna godišnja stopa rasta od oko 5,8% i ciklični rast



**Slika 1.1: Dinamika javnog duga Republike Srbije**

indirektnih javnih prihoda usled snažnog rasta apsorpcionog jaza dodatno su doprineli ubrzanom smanjivanju ukupnog nivoa zaduženosti Republike Srbije.

U drugom potperiodu, 2008Q4-2014Q3, dug/BDP odnos porastao je za oko 40 procentnih poena-sa 25% BDP-a u 2008Q3 na oko 67,5% BDP-a u 2014Q3. U 2012Q1, javni dug probio je gornji zakonski limit od 45% BDP-a definisan u fiskalnim pravilima Republike Srbije, dok je u 2014Q1 probio gornju granicu definisanu Mاستrihtskim kriterijumima (60% BDP-a). Rast strukturnog primarnog fiskalnog deficita, zajedno sa povećanim davanjem državnih garancija na dugove nesolventnih javnih preduzeća, odgovoran je za oko 90% ukupnog rasta javnog duga Republike Srbije između 2008Q4 i 2014Q3. Sporiji privredni rast nakon globalne finansijske krize doveo je, takođe, do značajnog gubitka javnih prihoda po osnovu smanjenja njihove ciklične komponente. Opisani strukturni i ciklični trendovi doveli su do jednog od najvećih povećanja javne zaduženosti među zemljama Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope u periodu 2008Q4-2014Q3.



U trećem potperiodu, 2014Q4-2017Q3, dolazi do smanjenja javnog duga Republike Srbije. Na samom početku trećeg potperioda, u 2015Q1, dug/BDP odnos dostiže vrednost od oko 75%, što primorava Vladu Republike Srbije da pokrene trogodišnji program fiskalne konsolidacije sa ciljem smanjenja učešća javnog duga u BDP-u. Implementirane mere fiskalne konsolidacije dovele su, najpre, do stabilizacije javnog duga na oko 70% BDP-a, a zatim i do njegovog smanjenja na oko 65% BDP-a krajem 2017. godine.

### 1.1.1.c Međuvremensko budžetsko ograničenje države

Sadašnja vrednost javnog duga u trenutku  $t$ ,  $B_t$ , prateći notaciju iz Hamilton & Flavin (1986) i Bohn (2007), može se predstaviti uz pomoć sledeće matematičke jednakosti

$$B_t = \sum_{i=1}^{+\infty} \rho^i E_t(R_{t+i} - G_{t+i}) + \lim_{n \rightarrow +\infty} \rho^n (B_{t+n}) \quad (1.1)$$

gde  $E_t$  predstavlja operator očekivanja u odnosu na informacioni skup  $t$ ,  $R_t$  predstavlja javne prihode,  $G_t$  predstavlja primarne javne rashode, dok se  $\rho$  odnosi na diskontni faktor jednak  $1/(1+r)$ , gde interpretacija parametra  $r$ <sup>2</sup> zavisi od toga kako su izražene vremenske serije javnog duga, javnih prihoda i primarnih javnih rashoda.<sup>3</sup> Izraz  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \rho^n (B_{t+n})$  poznatiji je još i kao uslov transverzalnosti, koji je konzistentan sa održivom putanjom javnog duga ukoliko je zadovoljena sledeća jednakost

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \rho^n (B_{t+n}) = 0 \quad (1.2)$$

kojom se onemogućava finansiranje tekućeg nivoa javnog duga uz pomoć budućih emisija državnih obveznica (eng. no-Ponzi game condition).

<sup>2</sup> Ako su u pitanju nominalne vremenske serije, onda  $r$  predstavlja nominalnu kamatnu stopu. Ako su u pitanju realne vremenske serije, onda  $r$  predstavlja realnu kamatnu stopu. Ako su u pitanju BDP učešća, onda  $r$  predstavlja razliku između nominalne (realne) kamatne stope i nominalne (realne) stope rasta BDP-a. O matematičkim detaljima izvođenja, videti više u Bohn (2007) i Cafiso (2012).

<sup>3</sup> U analizi se, shodno ostalim relevantnim doprinosima iz literature, pretpostavlja da je kamatna stopa  $r$  konstantna. Odgovarajuća literatura poznaje još dve alternativne pretpostavke: 1) kamatne stope su nekorelisane tokom vremena sa pozitivnim i konstantnim uslovnim očekivanjem  $E_t[r_{t+1}] = r, r > 0$ ; 2) kamatne stope prate bilo koji stacionarni stohastički proces sa aritmetičkom sredinom  $r, r > 0$ . Obe alternativne pretpostavke su konzistentne sa međuvremenskim budžetskim ograničenjem iz (1.1). O detaljima, videti više u Bohn (2007).

Hamilton & Flavin (1986) empirijski testiraju održivost javnog duga definišući sledeću nultu i alternativnu hipotezu

$$\begin{cases} H_0: B_t = \sum_{i=1}^{+\infty} \rho^i E_t(R_{t+i} - G_{t+i}) \leftrightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} \rho^n E_t(B_{t+n}) = 0 \\ H_1: B_t \neq \sum_{i=1}^{+\infty} \rho^i E_t(R_{t+i} - G_{t+i}) \leftrightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} \rho^n E_t(B_{t+n}) > 0. \end{cases} \quad (1.3)$$

Hamilton & Flavin (1986) argumentuju da ako javni dug prati stacionarni stohastički proces, onda uslov transverzalnosti važi, i javni dug se nalazi na održivoj putanji. Sa druge strane, ako uslov transverzalnosti nije zadovoljen, onda javni dug prati nestacionarni stohastički proces, pa je, posledično, i putanja javnog duga neodrživa.

Bohn (1998) kritikuje upotrebu testova jediničnog korena u testiranju održivosti javnog duga koju su predložili Hamilton & Flavin (1986) po tri osnova: 1) testovi jediničnog korena nisu validni sa stanovišta Lukasove kritike, s obzirom da nemaju svoje utemeljenje u relevantnoj ekonomskoj teoriji koja opisuje, i na osnovu koje se može predviđati, vođenje fiskalne politike; 2) testovi jediničnog korena imaju malu moć u razlikovanju perzistentnih AR(1) procesa i AR(1) procesa sa jediničnim korenom, posebno u slučajevima malih uzoraka; 3) testovi jediničnog korena ne dovode u vezu reakciju primarnog fiskalnog bilansa sa dinamikom javnog duga.

Bohn (2007) dodatno argumentuje kako je uz pomoć međuvremenskog budžetskog ograničenja države nemoguće odbaciti hipotezu o održivom javnom dugu. Drugim rečima, međuvremensko budžetsko ograničenje države je identitetski zadovoljeno nezavisno od nivoa integrisanosti stohastičkog procesa koji opisuje kretanje javnog duga. Ukoliko je red integrisanosti stohastičkog procesa za javni dug  $m$ ,  $I(m)$ , onda uslovno očekivanje  $n$ -perioda unapred za ovaj stohastički proces predstavlja najviše polinom  $m$ -tog stepena. Sa druge strane, diskontni faktor, uz pomoć kojeg se određuje sadašnja vrednost javnog duga  $B_{t+n}$ , je eksponencijalna funkcija  $n$ -tog stepena koja divergira brže u odnosu na polinomni rast bilo kog stepena u slučaju kada  $n \rightarrow +\infty$ , što obezbeđuje zadovoljenje uslova transverzalnosti nezavisno od nivoa integrisanosti javnog duga  $I(m)$ .<sup>4</sup>

<sup>4</sup> S obzirom da se analiza u Bohn (2007) odnosi na asimptotski slučaj veoma dugog roka, važno je napomenuti da testovi jediničnog korena imaju svoju primenu u testiranju održivosti javnog duga u slučajevima konačnih vremenskih uzoraka. Drugim rečima, u

Imajući u vidu navedene nedostatke testova jediničnog korena prilikom testiranja održivosti javnog duga, Bohn (1998, 2005, 2007) predlaže ocenjivanje funkcija fiskalne reakcije koje kvantifikuju reakciju primarnog fiskalnog bilansa na promene u dinamici javnog duga. Bohn pokazuje (1998, 2005, 2007) da pozitivna linearna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na rast u javnom dugu predstavlja *dovoljan* uslov za održivost javnog duga.<sup>5</sup> Drugim rečima, pozitivna linearna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na rast javnog duga obezbeđuje nelinearno korektivno vraćanje javnog duga ka njegovoj srednjoj vrednosti. Imajući u vidu preporuke izložene u Bohn (1998, 2005, 2007), ekonometrijska analiza u ovom delu doktorske disertacije biće fokusirana na ispitivanje potencijalnih nelinearnosti u kretanju javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine.

#### 1.1.1.d SETAR analiza

Opšta forma SETAR ( $j, p_j, d$ ) procesa koja obuhvata nelinearnu dinamiku javnog duga može se predstaviti uz pomoć sledeće jednakosti

$$B_t = \sum_{j=1}^J I_t^{(j)} \left( \phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^{p_j} \phi_i^{(j)} B_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)} \right), r_{j-1} \leq B_{t-d} < r_j \quad (1.4)$$

gde  $I_t^{(j)}$  predstavlja indikator funkciju za režim  $j, j=1, 2, \dots, J$ , uzimajući vrednost 1 u slučaju kada se javni dug nalazi u režimu  $j$ , i vrednost 0 u slučajevima kada se javni dug ne nalazi u režimu  $j$ ,  $p_j$  označava red autoregresije u okviru režima  $j$ ,  $d$  označava parametar “kašnjenja” (eng. delay parameter),  $r_j$  predstavlja endogeno ocenjeni prag za vremensku seriju javnog duga,  $B_{t-d}$  predstavlja pomaknutu vrednost javnog duga u kojoj dolazi do promene između dva režima, dok se  $\varepsilon_t^{(j)}$  odnosi na vremensku seriju reziduala sa nultom srednjom vrednošću koji su identično i međusobno nezavisno

---

slučaju konačnih vremenskih uzoraka, od interesa je napraviti distinkciju između stacionarne i nestacionarne dinamike za javni dug, imajući u vidu nepredvidivost kretanja javnog duga u slučaju prisustva stohastičkog trenda. Slično Bohn-u (2007), Uctum et al. (2006) argumentuju da je javni dug održiv ukoliko prati stacionarni stohastički proces koga ne karakteriše prisustvo rastućeg determinističkog vremenskog trenda u određenom vremenskom periodu.

<sup>5</sup> *Nužan* uslov održivosti javnog duga podrazumeva da pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa raste uporedo sa bržim, nelinearnim, rastom javnog duga ka višim nivoima dug/BDP odnosa, suprotno predviđanjima hipoteze o fiskalnom zamoru (eng. fiscal fatigue hypothesis).

raspodeljeni (eng. i.i.d residuals-identically and independently distributed residuals) u okviru režima  $j$ .

Tong (1978) je prvi aproksimirao opštu nelinearnu autoregresionu formu uz pomoć autoregresije sa pragom iz jednačine (1.4) u slučaju malog broja režima. Tong & Lim (1980) pokazuju da u slučaju SETAR (1,1,1) modela dovoljan uslov za ergodičnost datog SETAR procesa podrazumeva  $\max_j |\phi_1^{(j)}| < 1$ . Petrucelli & Woolford (1984) definišu nužan i dovoljan uslov za ergodičnost i stacionarnost SETAR (1,1,1) procesa koji postavlja sledeća ograničenja na ocenjene parametre SETAR (1,1,1) modela:  $\phi_1^{(1)} < 1, \phi_1^{(2)} < 1$  i  $\phi_1^{(1)} \phi_1^{(2)} < 1$ . Chan & Tong (1985) pokazuju da je dovoljan uslov za ergodičnost SETAR ( $j, p_j, d$ ) procesa zadovoljen ukoliko je apsolutna vrednost najveće od svih suma autoregresionih koeficijenata po režimima strogo manja od 1:  $\max_j \sum_{i=1}^{p_j} |\phi_i^{(j)}| < 1, j = 1, 2 \dots J$ . Tsay (1989) konstruiše, na bazi reziduala iz “uređenih” autoregresija (eng. arranged autoregressions) ocenjenih metodom običnih najmanjih kvadrata, statistiku testa za ocenjivanje praga u SETAR modelima. Konačno, Hansen (1996) razvija statističku proceduru za ocenjivanje SETAR modela na bazi uslovnog sekvencijalnog metoda najmanjih kvadrata (eng. sequential conditional least squares) koja ocenjuje vrednosti praga i parametra “kašnjenja”. Hansen (1996) konstruiše, takođe, asimptotsku raspodelu verovatnoće za ocenu praga u SETAR modelima, kao i aproksimacije asimptotskih  $p$ -vrednosti, dobijenih na osnovu metoda “bootstrap” simulacija, koje važe u slučajevima malih uzoraka.

U cilju pronalaženja odgovarajuće specifikacije za SETAR model iz (1.4), u tabeli 1.1 predstavljeni su rezultati Tsay-ovog (1989) testa nelinearnosti. Nalazi iz tabele 1.1 potvrđuju prisustvo nelinearnosti u kretanju javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine. Preciznije, rezultati za ocenjeni AR(1) model ( $p=1, d=1$ ) pružaju najsnažnije dokaze za prisustvo nelinearnosti u dinamici javnog duga Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3 ( $F=27,15; p=0,00$ ).

Prilikom sprovođenja Tsay-ovog testa nelinearnosti, korišćena je trostepena procedura definisana u Tsay (1989). U prvom koraku, maksimalan red AR( $p$ ) procesa ograničen je na 4 ( $p_{max}=4$ ), s obzirom da se radi o analizi kvartalnih podataka. U drugom koraku,

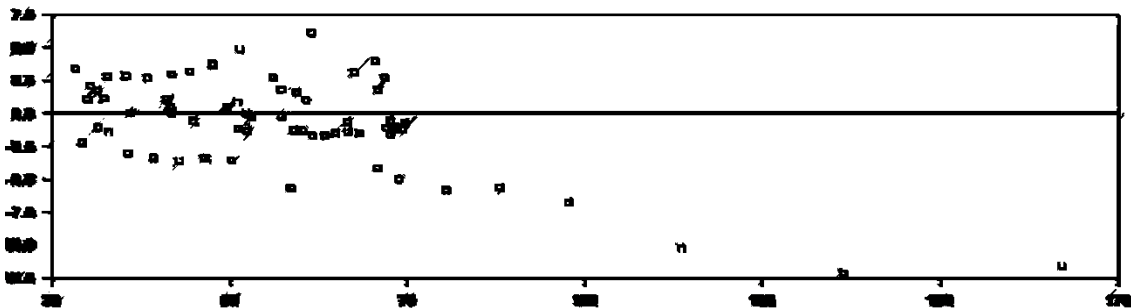
ocenjene su “uređene” ONK autoregresije za svaki red AR(p) procesa, uzimajući u obzir da je  $p_{max}=4$ , pri čemu je vrednost parametra “kašnjenja”  $d$  varirana od 1 do 4. Konačno, u trećem koraku, konstruisan je dijagram rasturanja tačaka za  $B_{t-1}$  i rezidualne iz “uređene” AR(1) autoregresije koja ima najveću vrednost  $F$ -statistike (najmanju  $p$ -vrednost) u tabeli 1.1.

**Tabela 1.1: Tsay-ov test nelinearnosti**

$p/d$	1	2	3	4
1	27,15 [0,00]	-	-	-
2	2,78 [0,05]	0,96 [0,42]	-	-
3	1,63 [0,18]	0,80 [0,53]	0,07 [0,99]	-
4	1,75 [0,14]	1,09 [0,38]	0,55 [0,73]	0,62 [0,69]

Napomene: Specifikacije Tsay-ovih (1989) ONK “uređenih” autoregresija sadrže samo konstantu.  $p$ -red AR procesa;  $d$ -parametar “kašnjenja”. Gornje vrednosti u tabeli označavaju vrednosti  $F$ -statistika iz Tsay (1989), dok se vrednosti u [] odnose na odgovarajuće  $p$ -vrednosti.

Slika 1.2 pokazuje nelinearnu korekciju naniže u rezidualima iz AR(1) autoregresije nakon što pomaknuta vrednost javnog duga,  $B_{t-1}$ , pređe prag od oko 70% BDP-a.



**Slika 1.2: Dijagram rasturanja reziduala iz AR(1) modela (y-osa) i  $B_{t-1}$  (x-osa)**

Imajući u vidu ponašanje reziduala sa slike 1.2, ocenjen je AR(1) model sa pragom u skladu sa metodom ocenjivanja izloženoj u Hansen (1996). Uključivanje pomaknute vrednosti za javni dug,  $B_{t-1}$ , u finalnu SETAR specifikaciju je, takođe, u skladu sa preporukama izloženim u Kräger & Kugler (1993), kao i Brooks & Garrett (2002), koji argumentuju da pomaknuta vrednost ima najveći uticaj na dinamiku vremenske serije koja je predmet analize.

Tabela 1.2 sadrži ocene SETAR modela dobijene primenom metodologije izložene u Hansen (1996). Javni dug Republike Srbije dostiže endogeno utvrđeni prag od 73.2% BDP-a u prvom kvartalu 2016. godine (2016Q1). Ocenjeni parametar kašnjenja  $d$  iznosi 1 kvartal. Test statistike supLM, aveLM i expLM definisane u Hansen (1996), koje diskriminišu između ocenjenih AR(1) režima ispod i iznad endogeno utvrđenog praga, ne prihvataju hipotezu o linearnom kretanju javnog duga Republike Srbije nakon 2000.godine. Drugim rečima, neprihvatanje hipoteze o jedinstvenom režimu za dinamiku javnog duga Republike Srbije konzistentno je sa nelinearnom ravnotežnom korekcijom naniže nakon probijanja praga od 73,2% BDP-a.

**Tabela 1.2: SETAR (1,1,1) model za javni dug Republike Srbije**

<i>Regresori</i>	<i>Koeficijenti</i>	<i>Standardne greške</i>	<i>t – statistike</i>
<b><math>B_{t-1} &lt; 73,2</math> (<math>N_1 = 57</math>)</b>			
<i>c</i>	0,59	1,18	0,05
$B_{t-1}$	0,99***	0,02	49,5
<b><math>73,2 \leq B_{t-1}</math> (<math>N_2 = 9</math>)</b>			
<i>c</i>	18,94***	1,72	11,01
$B_{t-1}$	0,70***	0,02	35,00
<b>TESTOVI NELINEARNOSTI</b>			
<b>SupLM</b>	37,95 ( $p=0,00$ )	<b>AveLM</b>	30,40 ( $p=0,00$ )
<b>ExpLM</b>	17,69 ( $p=0,00$ )	<b>Lom</b>	2016Q1

Napomene:  $B_t$ -zavisna promenljiva (dug/BDP odnos). \*\*\* 1% nivo značajnosti; \*\* 5% nivo značajnosti; \* 10% nivo značajnosti.

Ocenjena vrednost praga od 73,2% BDP-a, koja je dostignuta u 2016Q1, u skladu je sa opisanim stilizovanim činjenicama iz tačke 1.1.1b. Bilo je potrebno, dakle, da protekne oko godinu dana od otpočinjanja programa fiskalne konsolidacije da bi došlo do stabilizacije javnog duga na oko 70% BDP-a, nakon čega dolazi do postepenog obaranja učešća duga u BDP-u Republike Srbije tokom 2016. i 2017. godine. Krajem 2017. godine, u 2017Q3, učešće javnog duga u BDP-u Republike Srbije iznosilo je oko 65%. Rezultati iz tabele 1.2 pokazuju, takođe, da se dinamika javnog duga Republike Srbije ispod praga od 73,2% BDP-a može aproksimirati visoko perzistentnim AR(1) procesom ili AR(1) procesom sa jediničnim korenom, dok se dinamika javnog duga iznad praga od 73,2% BDP-a može aproksimirati AR(1) procesom sa znatno nižim nivoom perzistentnosti, što potvrđuje stabilizacione efekte preduzetih mera fiskalne konsolidacije. Nivo javnog duga od oko 65% BDP-a na kraju 2017. godine je, međutim, i dalje iznad nivoa koji preporučuju Mاستrihtski kriterijumi konvergencije (gornja granica dug/BDP odnosa od 60%), daleko iznad nivoa koji preporučuju fiskalna pravila Republike Srbije (gornja granica dug/BDP odnosa od 45%), i daleko iznad nivoa od oko 40% BDP-a za koji Baldacci et al. (2011) tvrde da znatno povećava verovatnoću izbijanja krize javnog duga u ekonomijama u razvoju, što implicira da je potrebno da se i u narednom periodu vodi politika uravnoteženog budžeta u cilju zadovoljenja gorepomenutih fiskalnih kriterijuma.

Prilikom ocenjivanja SETAR modela iz tabele 1.2 praćena je trostepena procedura iz Hansen (1996): 1) vrednosti za vremensku seriju javnog duga poređane su u rastućem redosledu, od najmanje ka najvećoj; 2) utvrđivanje vrednosti praga vršeno je nakon što je iz pretrage isključeno 15% opservacija sa najmanjom vrednošću, kao i 15% opservacija sa najvećom vrednošću, sa ciljem da se omogući adekvatan broj opservacija ispod i iznad endogeno utvrđenog praga; 3) simulirano je 1000 "bootstrap" ponavljanja sa ciljem da se izračunaju uzoračke  $p$ -vrednosti koje aproksimiraju asimptotske  $p$ -vrednosti. Ocenjeni SETAR model iz tabele 1.2 je stabilan na osnovu rezultata CUSUM testa (eng. CUSUM of squares test), i ima normalno raspoređene vrednosti reziduala. Rezultati iz tabele 1.2 ostaju nepromenjeni: 1) ukoliko se koriste Newey-West HAC (eng. heteroscedasticity and autocorrelation consistent) standardne greške koje koriguju prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti u rezidualima ocenjenog SETAR modela, kao i White-ove standardne greške koje koriguju prisustvo heteroskedastičnosti u

rezidualima ocenjenog SETAR modela; 2) ukoliko se smanji (500) ili poveća (10000) broj “bootstrap” replikacija; i 3) ukoliko se smanji (60%) ili poveća (90%) procenat opservacija nad kojima se vrši pretraga vrednosti praga.

Ocenjeni SETAR model iz tabele 1.2 zadovoljava, takođe, nužan i dovoljan uslov za ergodičnost i stacionarnost SETAR (1,1,1) procesa koji su definisali Petrucelli & Woolford (1984), s obzirom da  $\phi_1^{(1)} = 0,99 < 1$ ,  $\phi_1^{(2)} = 0,70 < 1$  i  $\phi_1^{(1)}\phi_1^{(2)} = 0,69 < 1$ .<sup>6</sup> Vrednost koeficijenta  $\phi_1^{(1)} = 0,99$  ukazuje, međutim, na potencijalnu eksplozivnu dinamiku javnog duga Republike Srbije ispod ocenjenog praga od 73,2% BDP-a.<sup>7</sup> Drugim rečima, moguće je da su vrednosti javnog duga ispod praga od 73,2% BDP-a, koje čine 85% veličine uzorka, generisane uz pomoć nestacionarnog stohastičkog procesa, i ukoliko to jeste slučaj, onda metodologija iz Hansen (1996) nije adekvatna, s obzirom da Hansen (1996) ne analizira slučaj nestacionarnih regresora.<sup>8</sup>

Potencijalnu nestacionarnost stohastičkog procesa za javni dug moguće je tretirati na dva načina. Prvo, moguće je oceniti SETAR (1,1,1) model iz tabele 1.2 za detrendiranu vremensku seriju javnog duga iz koje je dodatno isključen efekat globalne finansijske krize.<sup>9</sup> Ocenjena vrednost praga u ovom slučaju iznosi 5,22, i odgovara 2014Q3,

---

<sup>6</sup> Uslov Petrucelli-a & Woolford-a (1984) važi prvenstveno u slučaju SETAR modela kod kojih je vrednost odsečka jednaka nuli. Chan et al. (1985, str.270) dokazuju da je SETAR (1,1,1) proces ergodičan i stacionaran čak i u slučaju kada je  $\phi_1^{(1)} = 1$ ,  $\phi_1^{(2)} < 1$  i  $\phi_0^{(1)} > 0$ . Za dokaz ove tvrdnje, videti Teoremu 2.1 u Chan et al. (1985), strana 270.

<sup>7</sup> Bohn (1998, str. 956) pruža teorijske dokaze da dinamiku javnog duga najadekvatnije opisuje perzistentni AR(1) proces. Bohn (1998) potvrđuje izložene teorijske argumente na osnovu ocenjenih funkcija fiskalne reakcije u kojima je kvantifikovana pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na rast javnog duga u slučaju SAD-a u periodu 1916.-1995. godina. Pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa obezbeđuje, zatim, nelinearno korektivno vraćanje javnog duga naniže ka sopstvenoj srednjoj vrednosti. Andrić et al. (2016a,b) potvrđuju tvrdjenja Bohn-a (1998) u slučaju Republike Srbije, ali za vremenski period koji ne obuhvata trogodišnji program fiskalne konsolidacije.

<sup>8</sup> Rezultati testova jediničnog korena za dug/BDP odnos u tabeli B3 u okviru priloga B ne daju jednoznačan odgovor na pitanje da li vremenska serija javnog duga ima jedinični koren ili ne. Sprovođenje testova jediničnog korena sa jednim ili dva strukturalna loma, takođe, ne izgleda obećavajuće, s obzirom da dinamiku dug/BDP odnosa nakon 2000. godine karakterišu najmanje 3 strukturalna loma: prvi krajem 2002. godine, usled otpisa dugova od strane Londonskog i Pariskog kluba poverilaca; drugi krajem 2008. godine, usled preliivanja efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju; i treći krajem 2014. godine, usled pokretanja trogodišnjeg programa fiskalne konsolidacije.

<sup>9</sup> Vremenska serija javnog duga iz koje je isključen efekat globalne finansijske krize odgovara vremenskoj seriji reziduala iz linearne ONK regresije dug/BDP odnosa na konstantu, linearni vremenski trend, veštačku promenljivu kriza, koja uzima vrednost 1 za period 2008Q4-2017Q3, i veštačku promenljivu koja obuhvata interakciju linearnog vremenskog trenda i veštačke promenljive



kvartalu u kojem je pokrenut trogodišnji program fiskalne konsolidacije. Dinamiku javnog duga iz koje je isključen efekat globalne finansijske krize pre 2014Q3 i dalje opisuje, međutim, visoko perzistentni AR(1) proces sa  $\phi_1^{(1)} = 0,99 < 1$ , dok dinamiku javnog duga iz koje je isključen efekat globalne finansijske krize nakon 2014Q3 opisuje AR(1) proces sa  $\phi_1^{(2)} = 0,46$ .<sup>10</sup> Drugo, moguće je, nakon diferenciranja vremenske serije za javni dug  $B_t$ ,  $\Delta B_t = B_t - B_{t-1}$ , analizirati potencijalne nelinearnosti u dinamici rasta javnog duga, što predstavlja predmet istraživanja u narednom, 1.1.2, delu ove doktorske disertacije.

## 1.1.2 Dinamika rasta javnog duga Republike Srbije

### 1.1.2.a Uvodne napomene

Cafiso (2012) definiše promenu javnog duga  $\Delta B_t$  kao

$$\Delta B_t = B_t - B_{t-1} = -(R_t - G_t) + r_t B_{t-1} + SFA_t \quad (1.5)$$

gde  $B_t$  označava nivo javnog duga u trenutku  $t$ ,  $B_{t-1}$  označava nivo javnog duga u trenutku  $t-1$ ,  $R_t$  označava javne prihode u trenutku  $t$ ,  $G_t$  označava primarne javne rashode u trenutku  $t$ , što implicira da  $R_t - G_t$  predstavlja primarni fiskalni bilans, tj.,  $-(R_t - G_t)$  predstavlja primarni fiskalni deficit, dok je  $r_t$  jednaka efektivnoj kamatnoj stopi na državne obveznice javnog duga, što znači da  $r_t B_{t-1}$  predstavlja troškove kamata na javni dug. Poslednji sabirak u (1.5),  $SFA_t$  (eng. stock-flow adjustments), poznat je kao dug-deficit (stanje-tok) korekcija<sup>11</sup>, i obuhvata sve one promene koje utiču na vrednost javnog duga, ali ne i na nivo deficita, kao i sve one promene koje utiču na nivo deficita, ali ne i na vrednost javnog duga.

---

kriza. Autokorelaciona i parcijalna autokorelaciona funkcija za ovako konstruisanu vremensku seriju reziduala javnog duga odgovara AR(1) procesu sa parcijalnim autokorelacionim koeficijentom na prvoj doznji od 0,64.

<sup>10</sup> RATS program *Nelinearnost.rpf*, dostupan na <http://www.vladimirandric.com/about.html>, sadži RATS kodove za ocenu SETAR(1,1,1) modela u slučaju vremenske serije javnog duga iz koje je isključen efekat globalne finansijske krize.

<sup>11</sup> Termin je preuzet iz von Hagen & Wolff (2006, str.3262).

Sumiranjem leve i desne strane jednakosti iz (1.5) za vremenski interval  $t=1, 2 \dots T$ , i uzimajući u obzir da je fiskalni deficit,  $FD_t$ , jednak sledećem izrazu

$$FD_t = G_t + r_t B_{t-1} - R_t = E_t - R_t \quad (1.6)$$

gde  $E_t = G_t + r_t B_{t-1}$  predstavlja ukupne javne rashode, dolazi se do alternativne matematičke reprezentacije za jednakost iz (1.5) koja glasi

$$\sum_{t=1}^T \Delta B_t = B_T - B_0 = \sum_{t=1}^T FD_t + \sum_{t=1}^T SFA_t \quad (1.7)$$

što je ekvivalentno sa

$$B_T = B_0 + \sum_{t=1}^T FD_t + \sum_{t=1}^T SFA_t \quad (1.8)$$

i implicira da je nivo javnog duga na kraju uzorka jednak zbiru nivoa javnog duga na početku uzorka, sume svih fiskalnih deficita za period  $t=1, 2 \dots T$  i sume svih dug-deficit korekcija  $\sum_{t=1}^T SFA_t$ . Nejednakost  $\sum_{t=1}^T SFA_t > 0$  implicira da su na nivo javnog duga, pored fiskalnog deficita, uticali i drugi, ekonomsko-politički, faktori.

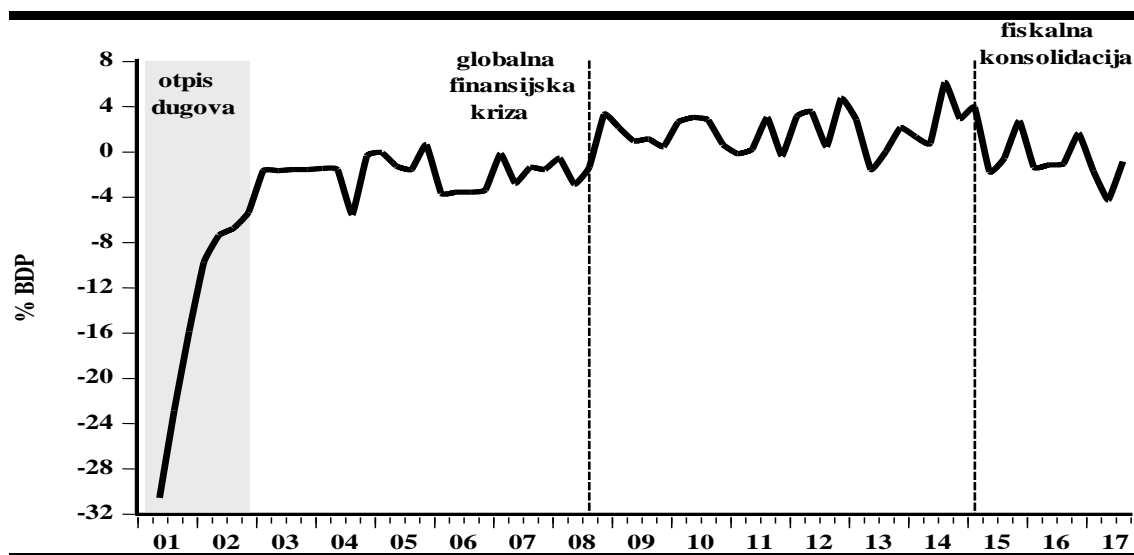
U skladu sa preporukama i definicijama Evropske komisije, von Hagen & Wolff (2006) tvrde da  $\sum_{t=1}^T SFA_t = 0$ , što znači da se dug-deficit korekcije u datom vremenskom intervalu moraju međusobno poništiti, tj., moraju biti na nivou statističkog reziduala. von Hagen & Wolff (2006) upućuju, međutim, na značajne razlike između zvanično prijavljenih fiskalnih deficita i promena u nivoima javnih dugova u slučaju razvijenih evropskih ekonomija nakon stupanja na snagu Pakta za stabilnost i rast 1998. godine. Od svih analiziranih zemalja u periodu 1980.-2003. godina, Finska beleži najveću kumulativnu vrednost dug-deficit korekcija od čak 64% BDP-a (2003=100),  $\sum_{t=1980}^{2003} SFA_{t,2003=100} = 64$ , dok nijedna od analiziranih zemalja ne beleži negativnu vrednost kumulativa svih dug-deficit korekcija. U slučaju Republike Srbije, imajući u vidu da je  $B_0 = B_{2001Q1} = 830,565$  miliona RSD,  $B_T = B_{2017Q3} = 2,887,661$  miliona RSD, i da je  $\sum_{t=2001Q1}^{2017Q3} FD_t = 1,486,732$  miliona RSD, dobija se da je suma dug-deficit korekcija za period 2001Q1-2017Q3 jednaka

$$\sum_{t=2001Q1}^{2017Q3} SFA_t = B_{2017Q3} - B_{2001Q1} - \sum_{t=2001Q1}^{2017Q3} FD_t = 570,363.7 \quad (1.9)$$

miliona RSD, što ukazuje da su na dinamiku javnog duga Republike Srbije, pored fluktuacija u fiskalnom deficitu, uticali i drugi ekonomsko-politički faktori: otpis dugova Pariskog i Londonskog kluba poverilaca, otpis dugova po osnovu rasturanja državne zajednice sa Crnom Gorom, upotreba privatizacionih prihoda za finansiranje fiskalnih deficita, promena realne vrednosti javnog duga usled promena u realnom efektivnom deviznom kursu itd.<sup>12</sup> S obzirom da kalkulacija iz (1.9) ukazuje na značajne dug-deficit korekcije u periodu 2001Q1-2017Q3, od interesa je analizirati dinamiku rasta javnog duga kao jednog od osnovnih pokazatelja fiskalne održivosti Republike Srbije nakon 2000. godine.

### 1.1.2.b Dinamika rasta javnog duga Republike Srbije-stilizovane činjenice

Slika 1.3 identifikuje tri potperioda u dinamici rasta javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine. Prvi potperiod, 2001Q1-2008Q3, se odnosi na period pre globalne finansijske krize; drugi potperiod, 2008Q4-2014Q3, se odnosi na period između dolaska globalne krize u Srbiju i otpočinjanja programa fiskalne konsolidacije; treći potperiod, 2014Q4-2017Q3, se odnosi na period fiskalne konsolidacije.



**Slika 1.3: Dinamika rasta javnog duga ( $\Delta B_t$ ) Republike Srbije**

<sup>12</sup> Ministarstvo finansija Republike Srbije prikazuje kvartalne podatke za nominalni javni dug tek od 2004Q3. S obzirom da zvanični podaci za nominalni javni dug nisu dostupni za period 2001Q1-2004Q2, izračunati iznos dug-deficit korekcija predstavlja grubu procenu koja, u manjoj ili većoj meri, odstupa od stvarnog iznosa dug-deficit korekcija. Procenjeni iznos dug-deficit korekcija ilustrativne je prirode, i ima za cilj da pokaže kako pomenute korekcije nisu bile na nivou statističkog reziduala u periodu 2001Q1-2017Q3.

Potperiod između 2001Q1-2008Q3 sastoji se od tri relativno kratka poduzorka. Prvi poduzorak, koji obuhvata 2001. i 2002. godinu, karakterišu izrazito negativne vrednosti za  $\Delta B_t$ , koje na početku uzorka dostižu i do -30% BDP-a, prvenstveno usled otpisa dugova od strane Londonskog i Pariskog kluba poverilaca. Početkom 2003. godine, dolazi do stabilizacije u fluktuacijama za  $\Delta B_t$  na oko -1,5% BDP-a. U toku drugog poduzorka, između 2003. i 2005. godine, fluktuacije u  $\Delta B_t$  su dalje stabilizovane u pravcu uravnoteženog fiskalnog deficita usled trogodišnjeg programa fiskalne konsolidacije koji je bio podržan od strane MMF-ovog Aranžmana za produženo finansiranje. Cocozza et al. (2011) i Koczan (2015) opisuju ciklične i strukturne faktore koji su doveli do smanjenja javnog duga u pomenutom periodu. Najvažniji ciklični faktori obuhvataju snažan rast apsorpcionog i proizvodnog jaza koji je doveo do povećanja cikličnih komponenti indirektnih i direktnih javnih prihoda. Najvažniji strukturni faktori odnose se na upotrebu privatizacionih prihoda za finansiranje fiskalnih deficita, kao i otpis dugova od strane Pariskog i Londonskog kluba poverilaca. Konačno, u trećem poduzorku, koji se odnosi na 2006., 2007. i prva tri kvartala 2008. godine, dolazi do ubrzanog rasta javnog duga Republike Srbije usled sprovođenja prociklične politike fiskalnog deficita. Arsić et al. (2013) procenjuju da je rast plata u javnom sektoru, zajedno sa smanjenjem poreza na zarade, i podizanjem visine iznosa neoporezivog dela zarade, u toku 2006. i 2007. godine doveo do povećanja strukturnog fiskalnog deficita za oko 1,7% BDP-a.

Potperiod 2008Q4-2014Q3 karakteriše ubrzani rast javnog duga. Darvas (2009) & Berglöf et al. (2009) kvantifikuju najvažnije ciklične i strukturne faktore koji su doveli do ubrzanog rasta javnog duga nakon preliivanja efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju. Najvažniji ciklični faktori obuhvataju “zatvaranje” apsorpcionog i proizvodnog jaza, zajedno sa rebalansiranjem ekonomije od uvoza ka izvozu usled deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa. Najvažniji strukturni faktori odnose se na rast penzija i plata u javnom sektoru u drugoj polovini 2008. godine, zajedno sa smanjenjem carinskih stopa na uvoz roba iz EU. Iako je Vlada Republike Srbije između 2009. i 2011. godine primenila određene mere fiskalne konsolidacije<sup>13</sup>, pozitivni efekti

---

<sup>13</sup> Najvažnije mere na strani javnih prihoda odnosile su se na povećanje standardne stope PDV-a, stope poreza na dobit i akciznih stopa na duvan, naftu i naftne derivate. Najvažnije mere na strani javnih rashoda odnosile su se na indeksaciju nominalnih penzija i

ovih mera su u dobroj meri izostali usled negativnih posledica usvojenog Zakona o fiskalnoj decentralizaciji koji je stvorio vertikalnu fiskalnu neravnotežu u sistemu javnih finansija Republike Srbije od oko 1,7% BDP-a tokom 2011. i 2012. godine.

Konačno, potperiod 2014Q4-2017Q3 obuhvata period fiskalne konsolidacije u čijoj osnovi se nalazilo smanjenje nominalnih penzija (5%) i plata u javnom sektoru (10%). Slika 1.2 pokazuje da promene u javnom dugu karakteriše blagi negativni linearni trend, što implicira da je Vlada Republike Srbije uspela da zakoči dalji rast javnog duga, stabilizuje njegov nivo na oko 70% BDP-a, i obezbedi postepeno smanjenje javnog duga na oko 65% BDP-a krajem 2017. godine.

### 1.1.2c ONK regresioni model sa endogenim strukturnim lomovima

Bai & Perron (2003a, str.8) pokazuju kako postoji ekvivalencija između nelinearnog modela sa pragom za datu vremensku seriju od interesa i nelinearnog modela sa strukturnim lomom, pod pretpostavkom da se vreme tretira kao promenljiva za koju se utvrđuje odgovarajuća vrednost praga (eng. threshold variable). Prateći metodološki pristup iz Bai (1997) i Bai & Perron (1998, 2003a, 2003b), ocenjen je sledeći regresioni model sa  $m$  ( $T_1, T_2, \dots, T_m$ ) potencijalnih strukturnih lomova u srednjoj vrednosti rasta javnog duga

$$\Delta B_t = c_j + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

gde se  $c_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, m + 1$ ,  $T_0 = 0$ ,  $T_{m+1} = T$ , odnosi na ocenjene regresione koeficijente za koje važi  $c_i \neq c_{i+1}$  ( $1 \leq i \leq m$ ), dok  $\varepsilon_t$  predstavlja vremensku seriju reziduala.

Bai (1997) izvodi asimptotsku raspodelu verovatnoće ONK ocena iz modela sa endogenim strukturnim lomovima (eng. OLS change point regression), kao i brzinu konvergencije uzoračkih ocena (eng. rate of convergence) ka asimptotskoj raspodeli verovatnoće. Bai (1997) pokazuje, takođe, da su ONK ocene iz regresionog modela sa endogenim strukturnim lomovima konzistentne, čak i u prisustvu autokorelacije i

---

plata u javnom sektoru i zamrzavanje zapošljavanja u javnom sektoru. Detaljan pregled ovih mera dat je u Arsić et al. (2013) i Andrić et al. (2016 a, b).

heteroskedastičnosti. Bai & Perron (1998) razvijaju, zatim, nekoliko testova za detekciju višestrukih strukturnih lomova. Suština testova iz Bai & Perron (1998) jeste u testiranju nulte hipoteze o odsustvu strukturnog loma naspram alternativne hipoteze o  $m$  potencijalnih strukturnih lomova, uzimajući u obzir gornju granicu za ukupan broj strukturnih lomova  $M$ . Gornja granica za ukupan broj strukturnih lomova  $M$  je inverzno proporcionalna broju opservacija koje su izostavljene iz opsega opservacija nad kojima se vrši pretraga strukturnih lomova (eng. trimming percentage). Preciznije, procenat izostavljenih opservacija  $\epsilon$ ,  $\epsilon = h/T$ , jednak je odnosu minimalne dužine za svaki od režima,  $h$ , i ukupne veličine uzorka  $T$ . Konačno, Bai & Perron (2003a,b) predlažu 3-stepeni algoritam za utvrđivanje broja strukturnih lomova u postupku sprovođenja empirijskih istraživanja: 1) nakon ocenjivanja početne linearne ONK regresije, odrediti gornju granicu za ukupan broj strukturnih lomova  $M$ , tj., postaviti donju granicu za dužinu režima  $h$ , na osnovu ekonomske teorije i/ili stilizovanih činjenica originalne i vremenske serije reziduala iz linearne ONK specifikacije; 2) uz pomoć  $UDmax$  i  $WDmax$  testova strukturnog loma, testirati nultu hipotezu o odsustvu strukturnog loma naspram alternativne hipoteze o  $m$  potencijalnih strukturnih lomova ( $m \leq M$ ) na osnovu ocenjene linearne ONK specifikacije<sup>14</sup>; 3) ukoliko  $UDmax$  i  $WDmax$  testovi detektuju prisustvo barem jednog strukturnog loma, kriterijum za utvrđivanje tačnog broja strukturnih lomova  $m$  u finalnoj ONK specifikaciji sa endogeno utvrđenim strukturnim lomovima podrazumeva da statistika testa  $supF(\ell + 1|\ell)$  nije značajna na nivou od 10% za  $\ell \geq m$ .<sup>15</sup>

### 1.1.2d Ekonometrijski rezultati

Tabela 1.3 sadrži ONK ocene modela sa endogenim strukturnim lomovima na osnovu (1.10) za period 2001Q1-2017Q3. Ocenjeni model objašnjava oko 70% varijacija u

<sup>14</sup> Bai & Perron (2003a,b) tvrde da su se  $UDmax$  i  $WDmax$  testovi, poznatiji još i kao testovi “duplog” maksimuma (eng. double maximum tests), pokazali najpostojanijim u empirijskim aplikacijama. U slučaju ove doktorske disertacije, pomenuti testovi se sprovede nakon ocenjivanja linearne ONK regresije promene javnog duga  $\Delta B_t$  na odsečak, tj., konstantu. O detaljima testova “duplog” maksimuma, kao i njihovoj praktičnoj upotrebi, videti više u Bai & Perron (1998, 2003a,b).

<sup>15</sup> Test statistika  $supF(\ell + 1|\ell)$  se bazira na sekvencijalnom testu  $\ell$  naspram  $\ell+1$  strukturnih lomova koji podrazumeva  $\ell + 1$  testiranja hipoteze o odsustvu marginalnog strukturnog loma naspram alternativne hipoteze o prisustvu marginalnog strukturnog loma.

dinamici rasta javnog duga Republike Srbije nakon 2000. godine. Strukturni lomovi u dinamici rasta dug/BDP odnosa nastaju u 2002Q4, 2008Q4 i 2015Q2. Do prvog identifikovanog strukturnog loma u 2002Q4 dolazi usled otpisa dugova od strane Londonskog i Pariskog kluba poverilaca; do drugog identifikovanog strukturnog loma u 2008Q4 dolazi usled preliivanja efekata globalne krize na srpsku ekonomiju; do trećeg identifikovanog strukturnog loma u 2015Q1 dolazi usled otpočinjanja trogodišnjeg programa fiskalne konsolidacije. Intervali poverenja uz verovatnoću od 95% za identifikovane strukturne lomove obuhvataju [2002Q3-2003Q1], [2008Q1-2009Q3] i [2015Q1-2015Q3], respektivno.<sup>16</sup>

**Tabela 1.3: Rast javnog duga Republike Srbije-analiza strukturnih lomova**

Regresori	Koeficijenti	St. greške	t-statistike	p-vrednosti
<b>2001Q2 - 2002Q3 – 6 opservacija</b>				
$C_1$	-15,57***	4,77	-3,26	0,00
<b>2002Q4 - 2008Q3 – 24 opservacije</b>				
$C_2$	-2,03***	0,30	-6,79	0,00
<b>2008Q4 - 2015Q1 – 26 opservacija</b>				
$C_3$	1,90***	0,35	5,41	0,00
<b>2015Q2 - 2017Q3 – 10 opservacija</b>				
$C_4$	-0,87***	0,49	-1,7	0,08
$R^2$	0,71	<b>Broj opservacija (#)</b>		67

Napomene: zavisna promenljiva:  $\Delta B_t$ ; metod ocenjivanja: Bai-Perron ONK regresioni model sa endogenim strukturnim lomovima (2002Q4, 2008Q4, 2015Q2), HAC standardnim greškama i heterogenim raspodelama verovatnoće reziduala po režimima; \*\*\* 1% nivo značajnosti; \*\* 5% nivo značajnosti; \* 10% nivo značajnosti.

<sup>16</sup> Intervali poverenja su izračunati na osnovu formule  $[\hat{t}_i - [c/\hat{L}_i] - 1, \hat{t}_i + [c/\hat{L}_i] + 1]$ , gde se  $\hat{t}_i$  odnosi na kvartal u kome dolazi do strukturnog loma,  $[c/\hat{L}_i]$  predstavlja ceo broj od  $c/\hat{L}_i$ , pri čemu  $c$  predstavlja 97,5 percentil iz simetrične kumulativne distribucije verovatnoće za koju  $c = 11$ , dok je  $\hat{L}_i, \hat{L}_i = (c_i - c_{i+1})^2 \Delta B_{t_{i-1}}^2 / \sigma_\epsilon^2$ , faktor normalizacije u kome  $c_i$  i  $c_{i+1}$  označavaju ocenjene koeficijente pre i posle strukturnog loma  $i$ ,  $1 \leq i \leq m$ , a  $\sigma_\epsilon^2$  ocenjenu varijansu reziduala iz (1.10). Upotreba simetrične kumulativne distribucije verovatnoće je opravdana, s obzirom da je vremenska serija reziduala stacionarna sa parcijalnim autokorelacionim koeficijentom na prvoj doznji od 0,66.

Prilikom dobijanja ocena iz tabele 1.3 praćene su preporuke iz Bai & Perron (2003a,b). U prvom koraku, nakon ocenjivanja linearne ONK regresije u kojoj su promene u nivou javnog duga  $\Delta B_t$  regresirane na vrednost konstante, definisana je gornja granica za ukupan broj strukturnih lomova  $M$ ,  $M=3$ , na osnovu dinamike rasta javnog duga Republike Srbije sa slike 1.3, i vremenske serije reziduala iz linearne ONK specifikacije. Pretraga strukturnih lomova je ograničena na centralnih 80% opservacija iz uzorka, tj., iz pretrage je isključeno prvih 10% opservacija sa najmanjom vrednošću, i poslednjih 10% opservacija sa najvećom vrednošću ( $\epsilon = 10\%$ ). Drugim rečima, najkraća moguća dužina svakog od režima ograničena je na period od 6 kvartala ( $h=6$ ), s obzirom da je nerealno očekivati promene u režimu kretanja javnog duga u periodu kraćem od 4-6 kvartala, imajući u vidu visok nivo perzistentnosti u ponašanju dug/BDP odnosa, kao i docnje prilikom implementacije diskrecionih mera fiskalne politike. U drugom koraku, primenjeni su  $UD_{max}$  i  $WD_{max}$  testovi strukturnog loma iz Bai & Perron (1998) na osnovu ocenjene linearne ONK regresije sa ciljem utvrđivanja postojanja barem jednog statistički značajnog strukturnog loma, imajući u vidu ograničenje za ukupan broj strukturnih lomova  $M=3$ .<sup>17</sup> Obe test statistike ( $UD_{max} = 27,85$ ,  $WD_{max} = 33,93$ ) upućuju na strukturne lomove u 2002Q4, 2008Q4 i 2015Q2 na nivou značajnosti od 10%. Konačno, u trećem koraku, statistika testa  $supF(\ell + 1|\ell)$  potvrđuje strukturne lomove koje su identifikovali  $UD_{max}$  i  $WD_{max}$  testovi strukturnog loma, što opravdava ocenjivanje ONK regresije sa 3 strukturna loma koja je prikazana u tabeli 1.3.

Rezultati iz tabele 1.3 ukazuju na snažan rast javnog duga Republike Srbije u periodu 2008Q4-2015Q1-prosečni rast javnog duga na kvartalnom nivou iznosio je 1,9% BDP-a. U periodu 2015Q2-2017Q3 dolazi, međutim, najpre do stabilizacije, a zatim i do smanjenja dug/BDP odnosa-javni dug Republike Srbije se, u proseku, smanjivao za oko 0,9% BDP-a na kvartalnom nivou. Drugim rečima, u periodu 2008Q4-2017Q3, javni

---

<sup>17</sup> Rezultati su postojani nezavisno od toga: 1) da li je došlo do promene u raspodeli verovatnoće reziduala po režimima (eng. heterogeneous errors across breaks); 2) da li je autokorelacija u rezidualima modelirana uz pomoć Bartletovog kernela (eng. Bartlett kernel) sa Njui-Vestovim (eng. Newey-West) fiksnim prozorom docnje ili uz pomoć kvadratnog spektralnog kernela sa Endrjuzovim (eng. Andrews) automatskim prozorom docnje na bazi AR(1) aproksimacije, kao što preporučuju Bai & Perron (2003a).



dug Republike Srbije je, u proseku, rastao za oko 1% BDP-a na kvartalnom nivou. Rezultati iz tabele 1.3 su, dakle, konzistentni sa nalazima SETAR analize iz tabele 1.2- iako su mere fiskalne konsolidacije dovele do stabilizacije, a zatim i do obaranja, učešća javnog duga u BDP-u Republike Srbije tokom 2015., 2016. i 2017. godine, ove mere su, ipak, bile nedovoljne da anuliraju snažan rast javnog duga u periodu nakon globalne finansijske krize (2008Q4-2015Q1).

Iako međusobno konzistentne sa stanovišta dobijenih rezultata, SETAR analiza i analiza strukturnih lomova ne dovode u vezu dinamiku javne zaduženosti sa kretanjima u primarnom fiskalnom bilansu, što onemogućava da se utvrdi da li su kreatori fiskalne politike, suočeni sa promenama u kretanju dug/BDP odnosa, preduzimali korektivne fiskalne mere na strani javnih prihoda i/ili primarnih javnih rashoda. U narednom, 1.1.3, delu ove doktorske disertacije ispituje se reakcija primarnog fiskalnog bilansa na promene u javnom dugu sa posebnim osvrtom na ulogu političkih varijabli (izborni ciklus, politička fragmentacija i politička ideologija) i “stand-by” aranžmana sa MMF-om u objašnjavanju varijacija primarnog fiskalnog bilansa.

### **1.1.3 Funkcije fiskalne reakcije**

#### **1.1.3a Uvodne napomene**

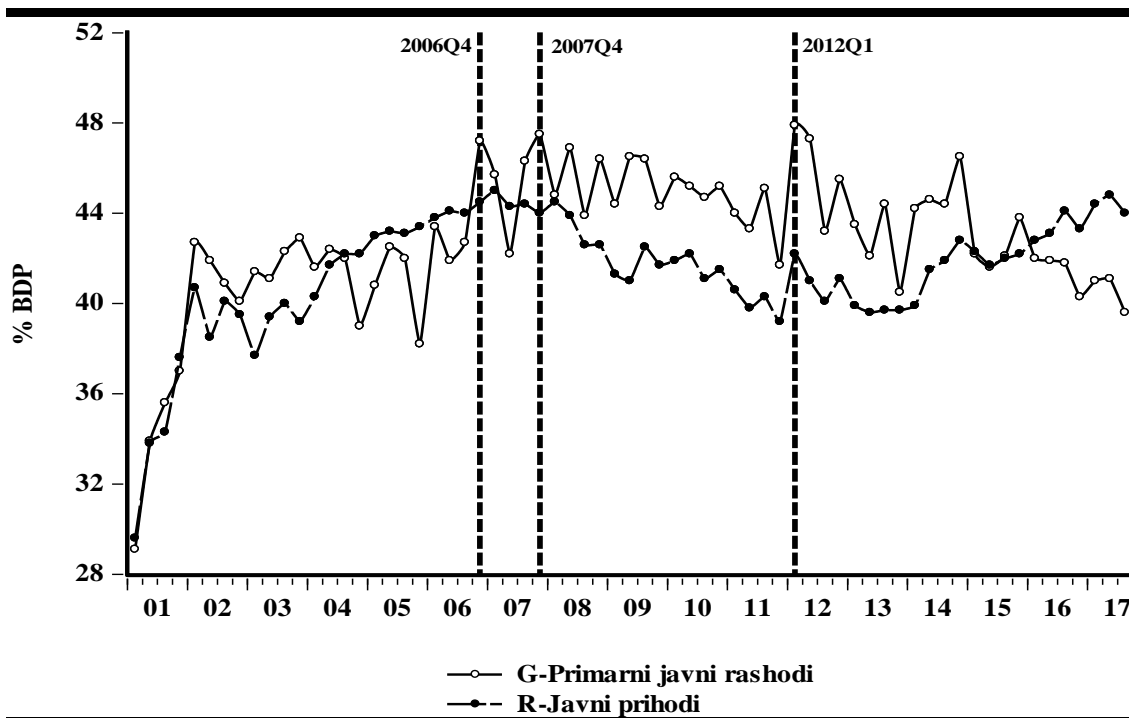
Bohn (1998) kvantifikuje pozitivnu reakciju primarnog fiskalnog bilansa na promene u javnom dugu u slučaju SAD-a za period 1916.-1995. godina. Funkcije fiskalne reakcije (FFR) u Bohn (1998) bazirane su na teorijskim postavkama ravnotežnog pristupa fiskalnoj politici (eng. equilibrium approach to fiscal policy) koje je postavio Barro (1979). Barro (1979) polazi od pretpostavke da nosioci fiskalne politike nisu skloni čestim diskrecionim promenama opštih prosečnih poreskih stopa usled minimiziranja troškova prikupljanja i administracije poreza. Rigidne poreske stope su funkcija egzogene diskrecione javne potrošnje, i imaju za cilj pokrivanje strukturnih javnih rashoda u dugom roku. Drugim rečima, Barro (1979) implicira da su, dugoročno posmatrano, varijacije u primarnom fiskalnom bilansu, pored promena u javnom dugu, funkcija fluktuacija u proizvodnom jazu i tranzitornoj javnoj potrošnji. Andrić et al. (2016a,b) ocenjuju, uzimajući u obzir doprinose Barro-a (1979) i Bohn-a (1998), FFR u

slučaju Republike Srbije za period 2004Q3-2014Q3. Analiza u Andrić et al. (2016a,b) je neadekvatna iz dva razloga: 1) ravnotežni pristup fiskalnoj politici nije podesan teorijski okvir za opisivanje karaktera fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine usled čestih diskrecionih promena opštih prosečnih poreskih stopa, čiji pregled se može naći u Arsić et al. (2013); 2) ravnotežni pristup fiskalnoj politici opisuje karakter fiskalne politike u dugom roku, dok vremenski period u Andrić et al. (2016a,b) obuhvata period od samo 10 godina. Imajući u vidu pomenute nedostatke FFR iz Andrić et al. (2016a,b), u ovom poglavlju biće ocenjene FFR koje se baziraju na principima pozitivističke teorije javnih finansija (eng. positive public finance theory), čiji se koreni mogu naći u doprinosima Roubini-a & Sachs-a (1989) i Alesina-e & Tabellini-ja (1990), a koje uzimaju u obzir uticaj političkog sistema i ciklusa na kretanja u primarnom fiskalnom bilansu. Imajući u vidu značaj koji politički sistem i ciklus mogu imati u mladim demokratijama, pozitivistička teorija javnih finansija se nameće kao adekvatniji teorijski okvir u odnosu na ravnotežni pristup fiskalnoj politici u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

### **1.1.3b Stilizovane činjenice**

Uticaj političkog sistema i ciklusa na fiskalnu poziciju Republike Srbije nakon 2000. godine analiziran je kroz prizmu: 1) predizbornih povećanja javne potrošnje, kao u Brender & Drazen (2005); 2) stepena političke fragmentacije, merene uz pomoć broja stranaka u vladajućoj koaliciji, kao u Roubini & Sachs (1989); i 3) ideološke orijentacije političkih partija na vlasti, kao u Romer & Romer (2009). Brender & Drazen (2005) kvantifikuju uticaj izbornog ciklusa na rast fiskalnog deficita između 1960.-2001. godine u panelu ekonomija u razvoju. Roubini & Sachs (1989) pokazuju da vladajuće koalicije sa većim brojem stranaka dovode do rasta budžetskog deficita u panelu zemalja OECD-a između 1960. i 1986. godine. Konačno, Romer & Romer (2009) pokazuju da ideološka orijentacija (Republikanci vs. Demokrate) nema statistički značajan uticaj na dinamiku javne potrošnje u slučaju SAD-a nakon II svetskog rata.

Slika 1.4 prikazuje desezonirane primarne javne rashode i javne prihode merene kao % BDP-a u periodu 2001Q1-2017Q3. Sa slike 1.4 se jasno mogu uočiti predizborna povećanja javne potrošnje u 2006Q4, 2007Q4 i 2012Q1. Rast javne potrošnje u 2006Q4



**Slika 1.4: Izborni ciklus u Republici Srbiji**

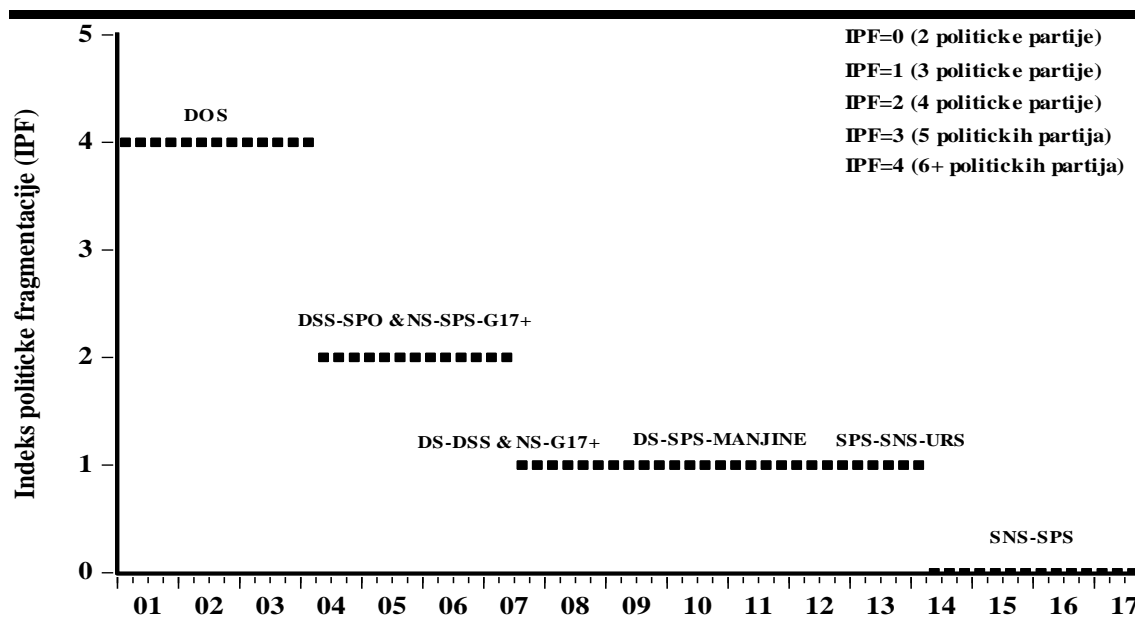
prethodi parlamentarnim izborima iz 2007Q1, rast javne potrošnje u 2007Q4 prethodi predsedničkim izborima iz 2008Q1 i parlamentarnim izborima iz 2008Q2, dok rast javne potrošnje u 2012Q1 prethodi parlamentarnim i predsedničkim izborima iz 2012Q2. Analiza vremenske serije učešća primarnih javnih rashoda u BDP-u pokazuje da se tri najveće vrednosti analiziranog učešća odnose na pomenuta predizborna povećanja javne potrošnje: u 2006Q4, učešće primarnih javnih rashoda u BDP-u Republike Srbije iznosilo je 47,2%; u 2007Q4, učešće primarnih javnih rashoda u BDP-u Republike Srbije iznosilo je 47,5%; konačno, u 2012Q1, učešće primarnih javnih rashoda u BDP-u Republike Srbije dostiže uzorački maksimum od 47,9%. Ponašanje javne potrošnje u analiziranim predizbornim kvartalima konzistentno je sa teorijskim predviđanjima iz Alesina & Tabellini (1990) koji opisuju „strategijsku“ akumulaciju javnog duga u mladim demokratijama u razvoju: političke partije na vlasti su sklone praksi predizborne kupovine glasova u cilju maksimizacije verovatnoće ostanka na vlasti.

Slika 1.5 prikazuje vrednosti za indeks političke fragmentacije (IPF) u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. U skladu sa pristupom iz Roubini & Sachs (1989), vrednosti indeksa su normirane tako da manjim vrednostima indeksa odgovara

manji broj političkih partija u vladajućoj koaliciji, i obrnuto. Preciznije, IPF uzima sledeće vrednosti u zavisnosti od broja partija u vladajućoj koaliciji

$$IPF = \begin{cases} 0, & 2 \text{ političke partije} \\ 1, & 3 \text{ političke partije} \\ 2, & 4 \text{ političke partije} \\ 3, & 5 \text{ političkih partija} \\ 4, & 6 + \text{ političkih partija.} \end{cases} \quad (1.11)$$

IPF uzima vrednost 0 u periodu 2014Q2-2017Q3, i odnosi se na period I i II vlade premijera Aleksandra Vučića, kao i na period vlade premijerke Ane Brnabić. Vladajuću koaliciju sačinjavale su političke partije okupljene oko Srpske napredne stranke (SNS) i Socijalističke partije Srbije (SPS).



**Slika 1.5: Indeks političke fragmentacije (IPF)**

IPF uzima vrednost 1 u periodu 2007Q3-2014Q1, i odnosi se na period II vlade premijera Vojislava Koštunice, period vlade premijera Mirka Cvetkovića, kao i na period vlade premijera Ivice Dačića. Vladajuću koaliciju u slučaju II vlade premijera Vojislava Koštunice sačinjavale su Demokratska stranka (DS), izborna lista Demokratske stranke Srbije i Nove Srbije (DSS & NS) i pokret G17+. Vladajuću koaliciju u slučaju vlade premijera Mirka Cvetkovića sačinjavale su stranke okupljene oko DS-a, SPS-a, kao i stranke nacionalnih manjina. Konačno, vladajuću koaliciju u

slučaju vlade premijera Ivice Dačića sačinjavale su partije okupljene oko SPS-a, SNS-a i partija Ujedinjeni regioni Srbije (URS), koja je nastala iz pokreta G17+.

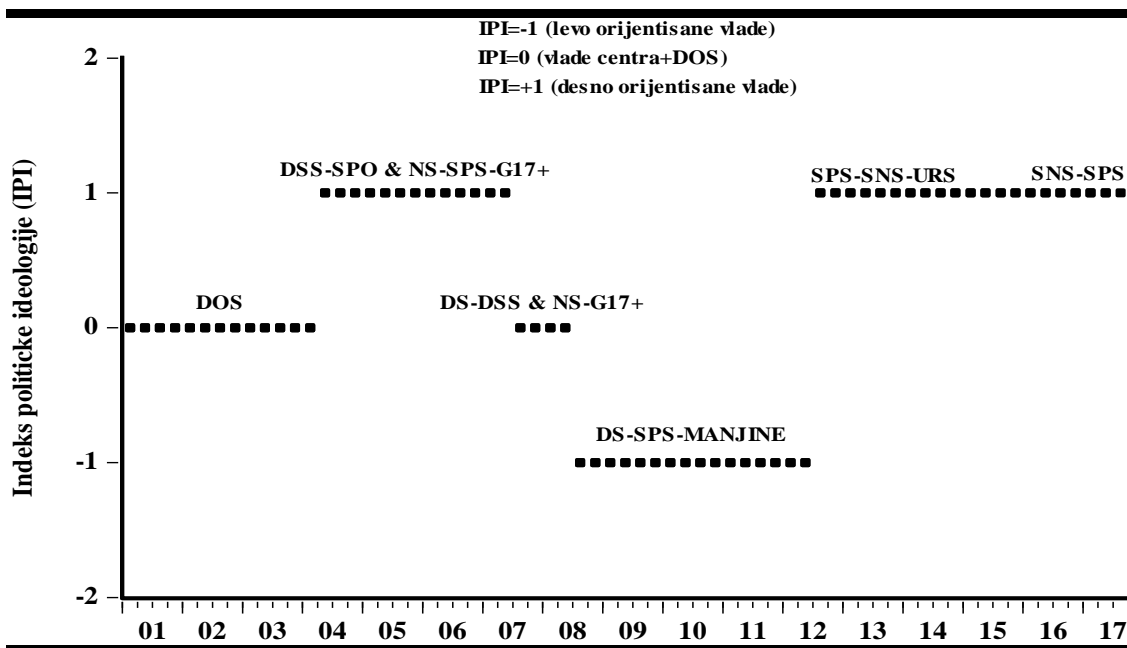
IPF uzima vrednost 2 u periodu 2004Q2-2007Q2, i odnosi se na period I vlade premijera Vojislava Koštunice. Vladajuću koaliciju u slučaju I vlade premijera Vojislava Koštunice sačinjavale su DSS, izborna lista Srpskog pokreta obnove (SPO) i Nove Srbije (SPO & NS), i pokret G17+. S obzirom da je I vlada premijera Vojislava Koštunice bila manjinska, i da joj je skupštinsku većinu obezbeđivala Socijalistička partija Srbije, u vrednost indeksa uključen je i SPS.

Konačno, IPF uzima vrednost 4 u periodu 2001Q1-2004Q1, i odnosi se na period vlada Demokratske opozicije Srbije (DOS) pod premijerskim vođstvom Zorana Đinđića i Zorana Živkovića. Koaliciju DOS, koja je formirana 10.01.2000. godine, sačinjavalo je 19 političkih partija različitih programskih usmerenja. Koalicija DOS je prestala da postoji krajem 2003. godine, kada su pojedinačne članice koalicije odlučile da samostalno nastupe na parlamentarnim izborima zakazanim za 28.12.2003. godine.

Slika 1.6 prikazuje vrednosti za indeks političke ideologije (IPI) u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. U skladu sa metodološkim pristupom iz Romer & Romer (2009), IPI uzima vrednosti -1, 0 i +1. Preciznije, u zavisnosti od ideološkog opredeljenja i programske orijentacije većine partija u respektivnoj vladajućoj koaliciji, IPI uzima sledeće vrednosti

$$IPI = \begin{cases} -1: vlade levice \\ 0: DOS + centar \\ +1: vlade desnice. \end{cases} \quad (1.12)$$

IPI uzima vrednost 0 u periodu 2001Q1-2004Q1, kao i u periodu 2007Q3-2008Q2. Period 2001Q1-2004Q1 obuhvata period vlada DOS-a kome je dodeljena vrednost 0 iz dva razloga: 1) veliki broj (19) koalicionih partnera heterogenih programskih usmerenja onemogućava utvrđivanje ideološke orijentacije ove vladajuće koalicije; 2) vlade DOS-a (vlada premijera Zorana Đinđića i vlada premijera Zorana Živkovića) su bile prve vlade nakon političkih promena sa kraja 2000. godine, tako da je njihovo delovanje, u odnosu na ostale vladajuće koalicije posle 2000. godine, bilo znatno više determinisano tekućim političkim i ekonomskim problemima, a ne određenom političkom ideologijom.



**Slika 1.6: Indeks političke ideologije (IPI)**

IPI uzima vrednost 0 i u periodu 2007Q3-2008Q2 koji se odnosi na II vladu premijera Vojislava Koštunice, i obuhvata period kohabitacije između DS-a i izborne koalicije DSS-NS. Vrednost indeksa IPI za period 2007Q3-2008Q2 određena je na bazi podjednagog broja mandata koje su članice vladajuće koalicije imale u sedmom sazivu Narodne skupštine Republike Srbije. DS, predstavnik levice u vladajućoj koaliciji, imao je 64 mandata, dok su DSS, NS i G17+, kao stranke desnice u vladajućoj koaliciji, zajedno imale 67 mandata.

IPI uzima vrednost -1 između 2008Q3-2012Q2, koji se odnosi na period vlade premijera Mirka Cvetkovića, kada su vladajuću većinu činile dve stranke leve programske orijentacije (DS i SPS). Konačno, IPI uzima vrednost +1 između 2004Q2-2007Q2 (I vlada premijera Vojislava Koštunice) i između 2012Q3-2017Q3, koji se odnosi na period vlade premijera Ivice Dačića, period I i II vlade premijera Aleksandra Vučića, kao i na period vlade premijerke Ane Brnabić. U slučaju I vlade premijera Vojislava Koštunice, sve članice vladajuće koalicije bile su stranke desne programske orijentacije, dok levo orijentisani SPS nije participirao u izvršnoj vlasti, već je samo obezbeđivao skupštinsku većinu vladajućoj koaliciji u parlamentu. U slučaju vlade premijera Ivice Dačića, I i II vlade premijera Aleksanda Vučića, kao i u slučaju vlade

premijerke Ane Brnabić, vodeću ulogu u vladajućoj koaliciji ima programski desno orijentisani SNS.

### 1.1.3c Ekonometrijski rezultati

Na osnovu prezentovanih stilizovanih činjenica u delu 1.1.3b, ocenjene su FFR koje mere uticaj izbornog ciklusa, političke fragmentacije i političke ideologije na fiskalnu poziciju Republike Srbije nakon 2000. godine. Rezultati FFR koje kvantifikuju uticaj izbornog ciklusa nalaze se u tabeli 1.4, rezultati FFR koje kvantifikuju uticaj političke fragmentacije nalaze se u tabeli 1.5, dok se rezultati FFR koje kvantifikuju uticaj političke ideologije nalaze u tabeli 1.6.

Osnovna specifikacija FFR sa izbornim ciklusom, čije su ocene prikazane u prvoj koloni tabele 1.4, ima sledeću ekonometrijsku reprezentaciju

$$PFB_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 kriza + \alpha_3 PDV + \alpha_4 MMF + \alpha_5 izbori + \alpha_6 B_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.13)$$

i predstavlja linearnu regresiju primarnog fiskalnog bilansa ( $PFB_t$ ) na konstantu ( $\alpha_0$ ), linearni vremenski trend ( $trend$ )<sup>18</sup>, veštačku promenljivu kriza (kriza=0 za 2001Q1-2008Q3, i kriza=1 za 2008Q4-2017Q3), veštačku promenljivu PDV (PDV=-1 za 2004Q4, PDV=+1 za 2005Q1, i PDV=0 u ostalim kvartalima), veštačku promenljivu MMF (MMF=1 za 2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1, 2015Q1-2017Q3, i MMF=0 u ostalim kvartalima), veštačku promenljivu izbori (izbori=1 za 2006Q4, 2007Q4, 2012Q1, i izbori=0 u ostalim kvartalima) i pomaknutu vrednost dug-BDP odnosa,  $B_{t-1}$ .<sup>19</sup> Druga kolona u tabeli 1.4 predstavlja rezultate linearne regresije primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.13) i pomaknutu vrednost proizvodnog jaza  $YGAP_{t-1}$ , dok treća kolona u tabeli 1.4 predstavlja rezultate linearne regresije

<sup>18</sup> Uključivanje linearnog vremenskog trenda u specifikacije za FFR ima za cilj da obuhvati zbirni uticaj svih faktora koji mogu uticati na visinu primarnog fiskalnog bilansa pored već uvršćenih regresora sa desne strane jednakosti iz (1.13).

<sup>19</sup> Linearne regresije iz tabele 1.4 su ocenjene metodom ONK uz pomoć HAC standardnih grešaka sa Bartletovim kernelom i Njuj-Vestovim fiksnim prozorom docnje usled prisustva autokorelacije u vremenskoj seriji reziduala  $\epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Dijagnostički testovi koji se odnose na stabilnost parametara i normalnu raspodelu reziduala su zadovoljeni na konvencionalnim nivoima statističke značajnosti od 1, 5 i 10%.

primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.13) i pomaknutu vrednost apsorpcionog jaza  $AGAP_{t-1}$ .<sup>20</sup>

**Tabela 1.4: FFR sa izbornim ciklusom**

<i>Regresori</i>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>
$\alpha_0$	-5,30*** (1,01)	-5,31*** (1,02)	-5,32*** (1,03)
<i>trend</i>	0,16*** (0,03)	0,16*** (0,03)	0,16*** (0,03)
<i>kriza</i>	-6,89*** (1,23)	-6,94*** (1,33)	-6,92*** (1,29)
<i>PDV</i>	-0,58 (0,86)	-0,60 (0,90)	-0,66 (0,97)
<i>MMF</i>	1,84*** (0,53)	1,92*** (0,65)	1,92*** (0,65)
<i>izbori</i>	<b>-2,38***</b> <b>(0,56)</b>	<b>-2,38***</b> <b>(0,57)</b>	<b>-2,35***</b> <b>(0,60)</b>
$YGAP_{t-1}$		0,03 (0,13)	
$AGAP_{t-1}$			0,02 (0,07)
$B_{t-1}$	0,02** (0,009)	0,02** (0,01)	0,02** (0,009)
<b><i>Korigovani R<sup>2</sup></i></b>	<b>0,58</b>	<b>0,58</b>	<b>0,58</b>

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti; \*\* 5% nivo; \* 10% nivo značajnosti. ( ) HAC standardne greške sa Bartletovim kernelom i Njui-Vestovim fiksnim prozorom docnje.

Sve tri FFR iz tabele 1.4 objašnjavaju, u proseku, oko 60% varijacija u primarnom fiskalnom bilansu, pri čemu je u svakoj od specifikacija prisutan negativan, statistički značajan, uticaj izbornog ciklusa na visinu primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine. Preciznije, u sve tri FFR iz tabele 1.4 ocenjeni koeficijent uz veštačku promenljivu izbori pokazuje da izborni ciklus, u proseku, smanjuje primarni fiskalni bilans za oko 2,4 procentna poena. Ocenjeni uticaj izbornog ciklusa u skladu je

<sup>20</sup> Proizvodni i apsorpcioni jaz su mereni kao % trend BDP-a, gde je trend BDP izračunat primenom HP filtera ( $\lambda=1600$ ). Definicije svih vremenskih serija korišćenih u ovoj doktorskoj disertaciji nalaze se u tabeli A1 u okviru priloga A. Proizvodni i apsorpcioni jaz tretirani su odvojeno u respektivnim FFR, jer bi njihovo zajedničko obuhvatanje u odgovarajućoj FFR moglo da dovede do pojave multikolinearnosti usled visoke korelisanosti između dva pomenuta jaza ( $\rho = 0,86$ ). U FFR iz tabele 1.4, takođe, kao instrumenti za tekuće vrednosti javnog duga, proizvodnog i apsorpcionog jaza, korišćene su respektivne pomaknute vrednosti u cilju eliminisanja potencijalne simultane veze između tekućih vrednosti primarnog fiskalnog bilansa i tekućih vrednosti pomenutih vremenskih serija.



sa mehanizmom “strategijske” akumulacije javnog duga iz Alesina & Tabellini (1990), i upućuje da su političke partije u Republici Srbiji nakon 2000. godine bile sklone praksi predizborne kupovine glasova u cilju maksimizacije verovatnoće ostanka na vlasti, čak i po cenu ugrožavanja tekuće fiskalne stabilnosti.

Ocenjeni koeficijent uz pomaknutu vrednost javnog duga  $B_{t-1}$  je pozitivan u sve tri ocenjene FFR, statistički značajan na nivou od 5%, i zadovoljava dovoljan uslov za održivost javnog duga iz Bohn (1998), koji implicira nelinearnu korekciju dug/BDP odnosa naniže, u skladu sa već prikazanim rezultatima SETAR i analize strukturnih lomova. Ocenjeni koeficijenti iz tabele 1.4 pokazuju, takođe, da je prelivanje efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju imalo snažan negativan uticaj na dinamiku primarnog fiskalnog bilansa, dok je primena “stand-by” aranžmana sa MMF-om delovala u pravcu poboljšanja fiskalne pozicije Republike Srbije nakon 2000. godine. Uvođenje PDV-a u sistem javnih finansija Republike Srbije nije imalo statistički značajan uticaj na kretanja u primarnom fiskalnom bilansu, a identična interpretacija važi i za uticaj proizvodnog i apsorpcionog jaza. Odsustvo linearne veze između proizvodnog i apsorpcionog jaza sa jedne, i primarnog fiskalnog bilansa sa druge strane, upućuje na zaključak da su kretanja u primarnom fiskalnom bilansu prvenstveno bila pod uticajem diskrecionih mera fiskalne politike, a ne poslovnog ciklusa, rezultat u skladu sa nalazima iz Arsić et al. (2013).

Osnovna specifikacija FFR sa političkom fragmentacijom, čije su ocene prikazane u prvoj koloni tabele 1.5, ima sledeću ekonometrijsku reprezentaciju

$$PFB_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 kriza + \alpha_3 PDV + \alpha_4 MMF + \alpha_5 IPF + \alpha_6 B_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.14)$$

i predstavlja linearnu ONK regresiju identičnu onoj iz (1.13), osim što u (1.14) umesto veštačke promenljive izbori figurira indeks političke fragmentacije (IPF), definisan u (1.11). Druga kolona u tabeli 1.5 prikazuje rezultate linearne ONK regresije primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.14) i vremensku seriju  $kriza \times IPF$ , koja meri uticaj političke fragmentacije na fiskalnu poziciju Republike Srbije u periodu globalne finansijske krize. Konačno, treća kolona u tabeli 1.5 prikazuje rezultate linearne ONK regresije primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.14) i vremensku seriju

$PFB_{t-1} \times IPF$ , koja meri uticaj političke fragmentacije na *dinamiku* primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine.

**Tabela 1.5: FFR sa indeksom političke fragmentacije (IPF)**

<i>Regresori</i>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>
$\alpha_0$	-3,11 (2,09)	-5,87*** (1,49)	-4,98*** (0,93)
<i>trend</i>	0,09** (0,04)	0,16*** (0,05)	0,13*** (0,03)
<i>kriza</i>	-6,37*** (1,18)	-6,90*** (2,44)	-5,81*** (0,96)
<i>PDV</i>	-0,54 (0,72)	-0,58 (0,90)	-1,01* (0,56)
<i>MMF</i>	2,07*** (0,45)	2,08*** (0,60)	2,17*** (0,41)
<i>IPF</i>	<b>-0,91</b> <b>(0,58)</b>		
<i>kriza</i> $\times$ <i>IPF</i>		<b>0,17</b> <b>(1,1)</b>	
$PFB_{t-1} \times IPF$			<b>0,15***</b> <b>(0,04)</b>
$B_{t-1}$	0,04*** (0,009)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,007)
<b><i>Korigovani R<sup>2</sup></i></b>	<b>0,58</b>	<b>0,55</b>	<b>0,60</b>

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti; \*\* 5% nivo; \* 10% nivo značajnosti. ( ) HAC standardne greške sa Bartletovim kernelom i Njui-Vestovim fiksnim prozorom docnje.

Sve tri FFR iz tabele 1.5 objašnjavaju, u proseku, oko 60% varijacija u primarnom fiskalnom bilansu.<sup>21</sup> Ocenjeni koeficijent uz *IPF* iz prve kolone tabele 1.5, iako negativan, nije statistički značajan na nivou od 10%, što upućuje da veće koalicione vlade ne utiču na visinu primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine, rezultat konzistentan sa nalazima iz Roubini & Sachs (1989) koji pokazuju, na primeru panela OECD ekonomija između 1960.-1986. godine, da veće koalicione vlade dovode do rasta budžetskog deficita samo u periodima značajnih ekonomskih kriza.

<sup>21</sup> Dijagnostički testovi koji se odnose na stabilnost parametara i normalnu raspodelu reziduala za FFR iz tabele 1.5 su zadovoljeni na konvencionalnim nivoima statističke značajnosti od 1, 5 i 10%. Ocena dugoročne varijanse reziduala, identično regresiji (1.13), izračunata je uz pomoć Bartletovog kernela sa Njui-Vestovim fiksnim prozorom docnje. Ocenjeni koeficijenti uz linearni vremenski trend, veštačku promenljivu kriza, veštačku promenljivu PDV, veštačku promenljivu MMF i pomaknutu vrednost javnog duga  $B_{t-1}$  su identični onima iz tabele 1.4 u smislu ekonomsko-statističke značajnosti i interpretacije.

Ocenjeni koeficijent uz  $kriza \times IPF$  iz druge kolone tabele 1.5 pokazuje, međutim, da veličina vladajuće koalicije nije imala statistički značajan uticaj na visinu primarnog fiskalnog bilansa za vreme globalne finansijske krize, rezultat samo delimično konzistentan sa tvrdnjama iz Roubini & Sachs (1989). Drugim rečima, veće koalicione vlade u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine nisu delovale u pravcu rasta primarnog fiskalnog deficita, ali, takođe, nisu uticale ni na njegovo smanjenje. Ocenjena vrednost i statistička značajnost koeficijenta uz  $kriza \times IPF$  može se analizirati u svetlu divergentnih trendova u kretanju fiskalnog deficita Republike Srbije od druge polovine 2008. godine: 1) snažan rast deficita tokom trećeg i četvrtog kvartala 2008. godine anuliran je merama fiskalne konsolidacije u 2009.-oj i 2010.-oj godini, čiji su efekti zatim poništeni tokom 2011. i 2012. godine usled primene Zakona o fiskalnoj decentralizaciji; 2) relativno visok nivo fiskalnog deficita Republike Srbije u odnosu na ostale evropske ekonomije tokom 2013. i 2014. godine smanjen je merama fiskalne konsolidacije u 2015.-oj, 2016.-oj i 2017.-oj godini. Konačno, ocenjeni koeficijent uz  $PFB_{t-1} \times IPF$ , koji meri brzinu prilagođavanja (eng. speed of adjustment) primarnog fiskalnog bilansa u odnosu na nasleđeni nivo bilansa iz prethodnog kvartala  $PFB_{t-1}$ , i na taj način meri nivo fiskalne rigidnosti (perzistentnosti) u zavisnosti od stepena političke fragmentacije, jednak je 0,15, i statistički je značajan na nivou od 1%. Preciznije, u odnosu na slučaj vladajuće koalicije od samo 2 političke partije, svaka naredna stranka u vladajućoj koaliciji povećava stepen fiskalne rigidnosti za oko 0,15 procentnih poena. Drugim rečima, veće vladajuće koalicije prenose relativno veći procenat primarnog fiskalnog bilansa u naredni kvartal, i manje su sposobne da utiču na *dinamiku* primarnog fiskalnog bilansa. Roubini & Sachs (1989) navode tri argumenta koja idu u prilog veće fiskalne rigidnosti u slučaju većih vladajućih koalicija: 1) ne postoji jedinstvena funkcija cilja među koalicionim partnerima koja bi obezbedila relativno fleksibilniju dinamiku primarnog fiskalnog bilansa; 2) koalicioni partneri imaju pravo veta, ali ne i mogućnost da samostalno donose odgovarajuće fiskalne odluke koje bi uticale na dinamiku primarnog fiskalnog bilansa; 3) politički mehanizmi osiguranja kooperativnog koalicionog ishoda u velikim vladajućim koalicijama su nepostojeći, ili veoma slabi.

Osnovna specifikacija FFR sa političkom ideologijom, čije su ocene prikazane u prvoj koloni tabele 1.6, ima sledeću ekonometrijsku reprezentaciju

$$PFB_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 kriza + \alpha_3 PDV + \alpha_4 MMF + \alpha_5 IPI + \alpha_6 B_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.15)$$

i predstavlja linearnu ONK regresiju identičnu onima iz (1.13) i (1.14), osim što u regresiji (1.15) figurira indeks političke ideologije (IPI), definisan u (1.12). Druga kolona u tabeli 1.6 prikazuje rezultate linearne ONK regresije primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.15) i vremensku seriju  $kriza \times IPI$ , koja meri uticaj političke ideologije na fiskalnu poziciju Republike Srbije u periodu globalne finansijske krize. Konačno, treća kolona u tabeli 1.6 prikazuje rezultate linearne ONK regresije primarnog fiskalnog bilansa na regresore iz (1.15) i vremensku seriju  $PFB_{t-1} \times IPI$ , koja meri uticaj političke ideologije na *dinamiku* primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine.

**Tabela 1.6: FFR sa indeksom političke ideologije (IPI)**

<i>Regresori</i>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>
$\alpha_0$	-4,84*** (1,28)	-6,52*** (1,48)	-6,10*** (0,93)
<i>trend</i>	0,11*** (0,04)	0,18*** (0,05)	0,16*** (0,03)
<i>kriza</i>	-5,18*** (1,32)	-7,35*** (1,63)	-6,93*** (1,20)
<i>PDV</i>	-0,56 (0,72)	-0,58 (0,92)	-0,80 (0,91)
<i>MMF</i>	2,01*** (0,54)	2,03*** (0,51)	1,81*** (0,53)
<i>IPI</i>	<b>0,70*</b> <b>(0,40)</b>		
<i>kriza</i> × <i>IPI</i>		<b>-0,46</b> <b>(0,57)</b>	
<i>PFB</i> <sub>t-1</sub> × <i>IPI</i>			<b>0,15</b> <b>(0,10)</b>
$B_{t-1}$	0,02* (0,012)	0,04*** (0,01)	0,03*** (0,007)
<b><i>Korigovani R</i><sup>2</sup></b>	<b>0,57</b>	<b>0,55</b>	<b>0,57</b>

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti; \*\* 5% nivo; \* 10% nivo značajnosti. ( ) HAC standardne greške sa Bartletovim kernelom i Njui-Vestovim fiksnim prozorom docnje.

Sve tri FFR iz tabele 1.6 objašnjavaju, u proseku, oko 60% varijacija u primarnom fiskalnom bilansu.<sup>22</sup> Ocenjeni koeficijent uz *IPI* iz prve kolone tabele 1.6, statistički značajan na nivou od samo 10%, upućuje da programski levo i/ili desno orijentisane vlade povećavaju primarni fiskalni bilans za oko 0,7 procentnih poena više u odnosu na vlade centra (vlade DOS-a i II vlada premijera Vojislava Koštunice). Ocenjena vrednost koeficijenta uz *IPI* konzistentna je, međutim, i sa objašnjenjem: 1) da su vlade DOS-a relativno više bile okupirane drugim ekonomskim, a prvenstveno političkim, problemima, pa su i relativno manje pažnje poklanjale fiskalnim kretanjima u zemlji; 2) da je II vlada Vojislava Koštunice trajala samo godinu dana, kao i da usled političke kohabitacije DSS-NS koalicije sa DS-om nije bila u stanju da utiče na fiskalnu poziciju Republike Srbije. Ocenjeni koeficijent uz *kriza* × *IPI* iz druge kolone tabele 1.6 nije statistički značajan čak ni na nivou od 10%, što implicira da politička ideologija ne utiče na visinu primarnog fiskalnog bilansa u periodu globalne finansijske krize. Ocenjeni koeficijent uz  $PFB_{t-1} \times IPI$  iz treće kolone tabele 1.6 takođe nije statistički značajan na nivou od 10%, što implicira da politička ideologija nije od značaja za *dinamiku* primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine. Ocenjeni koeficijenti za *IPI* iz tabele 1.6 prevashodno, dakle, upućuju da u slučaju Republike Srbije programsko-politička usmerenja vladajućih koalicija nemaju uticaja na fiskalnu održivost nakon 2000. godine. Ovaj rezultat je konzistentan sa činjenicom da u slučaju mladih demokratija, kao što je srpska, postoji samo formalna, ali ne i suštinska, razlika u delovanju političkih partija centra, leve i desnice.

Konačno, rezultate ocenjenih FFR sa izbornim ciklusom, političkom fragmentacijom i političkom ideologijom iz tabela 1.4, 1.5 i 1.6 treba interpretirati sa određenom dozom rezerve, jer navedeni rezultati nisu imuni na postojanje eventualne simultanosti između fiskalne pozicije zemlje i definisanih političkih varijabli. Drugim rečima, moguće je da

---

<sup>22</sup> Dijagnostički testovi koji se odnose na stabilnost parametara i normalnu raspodelu reziduala za FFR iz tabele 1.6 su zadovoljeni na konvencionalnim nivoima statističke značajnosti od 1, 5 i 10%. Ocena dugoročne varijanse reziduala, identično prethodno ocenjenim regresijama, izračunata je uz pomoć Bartletovog kernela sa Njui-Vestovim fiksnim prozorom docnje. Ocenjeni koeficijenti uz linearni vremenski trend, veštačku promenljivu kriza, veštačku promenljivu PDV, veštačku promenljivu MMF i pomaknutu vrednost javnog duga  $B_{t-1}$  su identični onima iz prethodno ocenjenih regresija u smislu ekonomsko-statističke značajnosti i interpretacije.

kretanja u primarnom fiskalnom bilansa utiču na izborni ciklus, stepen političke fragmentacije i ideološku orijentaciju vladajućih koalicija. Tako, na primer, rast budžetskog deficita može dovesti do vanrednih parlamentarnih izbora, usled nemogućnosti vladajuće koalicije da postigne fiskalno održiv nivo javnih finansija. Ili, kao drugi primer, rast budžetskog deficita može implicirati formiranje neke vrste vlade nacionalnog spasa, koja je jedino sposobna da vrati nivo deficita na održivu pitanju. Moguće je, takođe, da rast budžetskog deficita dovede na vlast fiskalno konzervativniju, desno orijentisanu, vladajuću koaliciju. Navedeni primeri, iako hipotetički, pokazuju da u meri u kojoj oni odgovaraju političkoj realnosti Republike Srbije nakon 2000. godine, u toj meri će i ocenjeni koeficijenti iz FFR sa političkim varijablama biti pristrasno ocenjeni.<sup>23</sup>

Pored navedenog problema simultanosti, ocenjene FFR sa političkim varijablama ne daju odgovor na pitanje kako je nastala budžetska neravnoteža u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Davanje odgovora na ovo pitanje podrazumeva ispitivanje uzročno-posledične veze između javnih prihoda i primarnih javnih rashoda, što implicira da se najpre definišu odgovarajuće hipoteze koje opisuju potencijalne dinamičke međuzavisnosti.<sup>24</sup>

## **1.2 Hipoteze o međuzavisnosti javnih prihoda i rashoda**

Peacock & Wiseman (1961), u svojoj studiji o rastu javnih rashoda u Velikoj Britaniji između 1890.-1955. godine, definišu troši-oporezuj hipotezu (eng. spend-tax hypothesis). Ova dinamička uzročno-posledična veza između javnih rashoda i prihoda podrazumeva da povećanje (smanjenje) javnih prihoda dolazi nakon povećanja (smanjenja) javnih rashoda. Peacock & Wiseman (1961) dokumentuju da je učešće

---

<sup>23</sup> Od interesa je napomenuti, međutim, da opisani problem simultane veze između primarnog fiskalnog bilansa i političkih varijabli opterećuje i druge citirane izvore iz ovog dela doktorske disertacije. Rešenje ovog problema leži u definisanju odgovarajuće instrumentalne varijable koja bi bila visoko korelisana sa definisanim političkim varijablama, ali ne i sa fiskalnom pozicijom zemlje. Postojeće analize do sada nisu bila uspešne u pronalaženju odgovarajućeg instrumenta, što predstavlja značajno pitanje za buduća istraživanja u okviru pozitivističke teorije javnih finansija.

<sup>24</sup> U nastavku teze biće analizirani samo efekti izbornog političkog ciklusa na odgovarajuće makroekonomske neravnoteže, s obzirom da se ovaj uticaj pokazao ekonomsko-statistički najznačajnijim.

javnih rashoda u BDP-u u slučaju Velike Britanije 1890. godine iznosilo svega 9%, dok je 1955. godine pomenuto učešće poraslo na 37% BDP-a. Rast javnih rashoda u periodu između 1890. godine i 1955. godine nije bio linearan, već je nastao kao posledica periodičnih šokova, kao što su Velika Depresija, I i II svetski rat. Drugim rečima, rast javnih rashoda nastao je kao posledica egzogenih strukturnih lomova kojima se onda prilagođavala dinamika javnih prihoda, a posledično i dinamika javnog duga, u cilju njihovog finansiranja.

Barro (1979) postavlja hipotezu o rikardijanskoj ekvivalenciji (eng. Ricardian equivalence hypothesis) po kojoj relevantni ekonomski agenti poseduju racionalna očekivanja. Barro (1979), tretirajući javnu potrošnju kao egzogenu makroekonomsku promenljivu, polazi od jednostavne aritmetike međuvremenskog budžetskog ograničenja po kome tekuća smanjenja poreza, i posledični rast budžetskog deficita i javnog duga, nužno dovodi do rasta poreza u budućnosti koji ima za cilj da finansira otplatu naraslih troškova glavnice i kamate na javni dug. Poreski obveznici, racionalno anticipirajući povećanja poreskog opterećenja u budućnosti, smanjuju svoju ličnu potrošnju danas, tj., povećavaju privatnu štednju, sa ciljem obezbeđivanja dodatnih novčanih sredstava kojima će finansirati nagomilane poreske obaveze u budućnosti, tako da vrednost njihove međuvremenske funkcije korisnosti ostane nepromenjena. Ekonomske implikacije hipoteze o rikardijanskoj ekvivalenciji su, dakle, identične postavkama troši-oporezuj hipoteze, jer obe hipoteze predviđaju da tekuća egzogena javna potrošnja determiniše nivo poreza u budućnosti.

Hipoteze definisane u Peacock & Wiseman (1961) i Barro (1979) mogu se matematički predstaviti uz pomoć jednostavnog modela intertemporalne optimizacije ponašanja nosilaca ekonomske politike u kome je javna potrošnja  $G_t$  definisana kao egzogena ekonomska veličina, dok nivo poreskog opterećenja  $R_t$  zavisi od viška poreskog tereta, tj., gubitka blagostanja i troškova primene poreza.<sup>25</sup> Preciznije, nosioci ekonomske politike minimiziraju očekivane troškove prikupljanja poreza koji su kvadratna funkcija nivoa poreskog opterećenja  $R_t$

---

<sup>25</sup> Matematičke formulacije u okviru ovog poglavlja prate izlaganja iz Hoover & Sheffrin (1992).

$$\min E \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t \left[ \mu_1 R_t + \frac{1}{2} \mu_2 R_t^2 \right], 0 < \beta < 1 \quad (1.16)$$

uzimajući u obzir intertemporalno budžetsko ograničenje države

$$B_{t+1} = (1 + r)[B_t + G_t - R_t] \quad (1.17)$$

gde  $B_t$  predstavlja nivo javnog duga u trenutku  $t$ ,  $r$  predstavlja konstantnu kamatnu stopu na obveznice javnog duga, dok  $\beta = 1/(1 + r)$  predstavlja diskontni faktor.

Rešavanjem odgovarajuće Ojlerove jednačine uslov minimizacije prvog reda implicira da poresko opterećenje predstavlja martingal, tj., da prati slučajan hod

$$E_t R_{t+1} = R_t. \quad (1.18)$$

Ukoliko javna potrošnja prati sledeći stohastički proces

$$G_t = g + \frac{1}{1-\delta L} \varepsilon_t \quad (1.19)$$

gde  $g$  i  $\delta$  predstavljaju parametre modela,  $L$  operator docnje prvog reda, a  $\varepsilon_t$  beli šum, može se pokazati da stohastički procesi za javnu potrošnju i nivo poreskog opterećenja imaju sledeće matematičke reprezentacije

$$G_{t+1} = g + \delta[G_t - g] + \varepsilon_{t+1} \quad (1.20)$$

$$R_{t+1} = R_t + \frac{r}{1+r-\delta}[G_{t+1} - \delta G_t + (\delta - 1)g] \quad (1.21)$$

iz kojih se jasno vidi da egzogena javna potrošnja utiče na nivo poreskog opterećenja, ali ne i obrnuto.

Friedman (1978), u svojoj studiji o uvođenju poreskih amandmana u kalifornijski ustav, govori o mogućnostima kontrole visine i dinamike javnih rashoda putem ograničavanja učešća javnih prihoda u BDP-u. Friedmanova oporezuj-troši hipoteza (eng. tax-spend hypothesis) podrazumeva da povećanje (smanjenje) javnih rashoda dolazi nakon povećanja (smanjenja) javnih prihoda. Friedman (1978) argumentuje, ne prilažući



relevantne empirijske dokaze, da smanjenje javnih prihoda dovodi do smanjenja javnih rashoda, i tako obezbeđuje “izgladnjavanje” Levijatana (eng. starve the beast).<sup>26</sup>

Fridmanova oporezuj-troši hipoteza se može predstaviti koristeći identičan teorijski okvir koji je služio za formalizaciju hipoteza iz Peacock & Wiseman (1961) i Barro (1979), polazeći ovoga puta od pretpostavke da je javna potrošnja endogena, i da zavisi od nivoa poreskog opterećenja

$$R_{t+1} = g + \delta[R_t - g] + \varepsilon_{t+1} \quad (1.22)$$

$$G_{t+1} = G_t + \frac{r}{1+r-\delta}[R_{t+1} - \delta R_t + (\delta - 1)g] \quad (1.23)$$

gde jednačine (1.22) i (1.23) pokazuju da nivo poreskog opterećenja determiniše nivo javne potrošnje, ali ne i obrnuto.

Buchanan & Wagner (1978) smatraju da Fridmanova hipoteza o “izgladnjivanju” Levijatana ne predstavlja adekvatan teorijski okvir za opisivanje dinamičke uzročno-posledične veze između javnih rashoda i prihoda. Ovi autori zastupaju hipotezu o fiskalnoj iluziji (eng. fiscal illusion hypothesis) po kojoj smanjenje poreza dovodi do rasta javnih rashoda. Smanjenje poreskog opterećenja dovodi do smanjenja percipirane ekonomske cene javne potrošnje, usled odsustva racionalnih očekivanja ekonomskih agenata i većeg oslanjanja na dugovno finansiranje javnih rashoda. Neracionalna očekivanja i kratkovidost percepcija ekonomskih agenata, koji su ujedno i relevantni konstituenti u izbornim procesima za različite nivoe vlasti, dovodi do politički artikuliranih zahteva za povećanjem javne potrošnje.

Meltzer & Richard (1981) definišu hipotezu o fiskalnoj sinhronizaciji (eng. fiscal synchronization hypothesis) po kojoj uzročno-posledična dinamika između javnih rashoda i prihoda funkcioniše po principu povratne sprege. Drugim rečima, povećanja (smanjenja) javnih rashoda dovode do povećanja (smanjenja) javnih prihoda, ali i povećanja (smanjenja) javnih prihoda dovode do povećanja (smanjenja) javnih rashoda.

---

<sup>26</sup> Termin Levijatan, koji se odnosi na starozavetnu vodenu neman u čijoj je utrobi prorok Jona proveo tri dana i tri noći, pozajmljen je iz liberalno orijentisanih teorija javnog izbora koje se krajnje kritički odnose na ulogu države u privrednom ambijentu.

Političke, istorijske, demografske i druge društvene promene-kao što su ratovi, revolucije, velike ekonomske krize, slabljenje patrijarhata i tradicionalnih porodičnih vrednosti-dovode do političkih zahteva za preraspodelom dohotka kroz sisteme socijalnog osiguranja. Rast socijalnih transfera uzrokuje rast opšteg prosečnog poreskog opterećenja što za posledicu ima smanjenje dohotka nakon oporezivanja. Pad dohotka nakon oporezivanja rađa političke zahteve koji deluju u pravcu smanjenja opšteg prosečnog poreskog opterećenja, što dalje korektivno deluje u pravcu smanjenja transfera socijalnog osiguranja.

Matematička formalizacija hipoteze o fiskalnoj sinhronizaciji se može predstaviti kroz sledeći statički problem maksimizacije blagostanja benevolentnog društvenog planera

$$\max_{R_1, G_1} E_0 \left\{ \left( \varepsilon G_1 - \frac{1}{2} b G_1^2 \right) - \left( \eta R_1 + \frac{1}{2} e R_1^2 \right) - \frac{1}{2} B_1^2 \right\} \quad (1.24)$$

uzimajući u obzir međuvremensko budžetsko ograničenje države

$$B_1 = (1 + r)[B_0 + G_1 - R_1] \quad (1.25)$$

gde  $B_0$  predstavlja nivo javnog duga na početku perioda, a  $R_1$  i  $G_1$  nivoi poreskog opterećenja i javne potrošnje na kraju perioda, respektivno. Pretpostavka analize je da slučajni procesi  $\varepsilon$  i  $\eta$  prate beli šum sa konačno definisanim prvim i drugim momentom uzoračke raspodele verovatnoće

$$E(\varepsilon_t) = \bar{\varepsilon} = E(\eta_t) = \bar{\eta}_t = 0, t = 1, 2, \dots T \quad (1.26)$$

$$var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t)^2 = \sigma_{\varepsilon_t}^2 = const., t = 1, 2, \dots T \quad (1.27)$$

$$var(\eta_t) = E(\eta_t)^2 = \sigma_{\eta_t}^2 = const., t = 1, 2, \dots T \quad (1.28)$$

$$cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = cov(\eta_t, \eta_{t-k}) = 0, t, k = 1, 2, \dots T. \quad (1.29)$$

Optimalni nivoi poreskog opterećenja i javne potrošnje mogu se izračunati simultanim rešavanjem sledećih uslova prvog reda

$$\bar{\varepsilon} - b G_1 - (1 + r)^2 (B_0 + G_1 - R_1) = 0 \quad (1.30)$$

$$-\bar{\eta} + eR_1 + (1 + r)^2(B_0 + G_1 - R_1) = 0 \quad (1.31)$$

iz kojih se vidi da nivo poreskog opterećenja zavisi od nivoa javne potrošnje, ali i da nivo javne potrošnje zavisi od nivoa poreskog opterećenja.

Hoover & Sheffrin (1992) artikulišu hipotezu o institucionalnoj separaciji javnih rashoda i prihoda (eng. institutional separation hypothesis) koja podrazumeva da ne postoji dinamička uzročno-posledična veza između rashodne i prihodne strane budžeta. Pomenuti autori pronalaze empirijske dokaze u prilog ove hipoteze u slučaju SAD-a nakon 1960. godine. U periodu između 1950.-1960. godine, visina i dinamika javnih prihoda je determinisala visinu i dinamiku javnih rashoda, ali to prestaje da bude slučaj u periodu između 1960.-1989. godine. Ovakav empirijski nalaz je donekle i iznenađujuć, imajući u vidu brojne pokušaje američkih saveznih vlasti da nakon 1970. godine uspostave kontrolu nad rashodnom stranom federalnog budžeta putem kontrole javnih prihoda.<sup>27</sup> Hoover & Sheffrin (1992) racionalizuju svoje empirijske nalaze uz pomoć diversifikovanih ekonomskih ciljeva različitih političkih konstituenata sa obe strane budžeta koji koriste zakonodavni proces za svoje sopstvene parcijalne ekonomske interese. Ukoliko su empirijski nalazi Hoover-a & Sheffrin-a (1992) tačni, onda isti ukazuju na mogućnost postojanja ukorenjenih institucionalno-političkih ograničenja u okviru federalnog budžetskog procesa koji mogu uticati na formiranje fiskalnih neravnoteža čak i u dugom roku od 2-3 decenije.

Hipoteza o institucionalnoj separaciji se matematički može formalizovati uz pomoć sledećeg modela u kome su javna potrošnja i nivo poreskog opterećenja definisani nezavisno jedno od drugog

$$G = a + \varepsilon \quad (1.32)$$

$$R = b + \eta \quad (1.33)$$

---

<sup>27</sup> Hoover & Sheffrin (1992) kao primer navode donošenje dva poreska zakona: Congressional Budget & Impoundment Act, kao i Gramm-Rudman set poreskih zakona. O detaljima ovih poreskih propisa, videti više u Hoover & Sheffrin (1992).

gde razlika između egzogenih parametara  $a$  i  $b$  određuje koliko javna potrošnja i nivo poreza mogu odstupati jedno od drugog u dugom roku, dok razlika između varijabiliteta belih šumova  $\varepsilon$  i  $\eta$  određuje odstupanje pomenutih fiskalnih agregata u kratkom roku.

Konačno, Gale & Orszag (2004), na primeru američke privrede nakon 2000. godine, identifikuju negativnu korelaciju između javnih rashoda i prihoda, merenih kao % trend BDP-a.<sup>28</sup> Gale & Orszag (2004) identifikovanoj negativnoj korelaciji ne daju, međutim, strukturnu interpretaciju, već špekulišu o nekoliko potencijalnih dinamičkih uzročno-posledičnih mehanizama koji su konzistentni sa ovakvim ponašanjem javnih rashoda i prihoda. Suštinski, ovi autori definišu dve hipoteze o međuzavisnosti javnih rashoda i prihoda: i) hipoteza o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti (eng. shared fiscal irresponsibility hypothesis), po kojoj diskreciona povećanja na strani javnih rashoda dovode do političkih zahteva za smanjenjem poreskih nameta na prihodnoj strani budžeta, što dovodi do produblјivanja budžetske neravnoteže u SAD-u nakon 2000. godine; ii) hipoteza o koordiniranoj fiskalnoj disciplini (eng. coordinated fiscal discipline hypothesis), po kojoj diskreciona smanjenja na strani javnih rashoda dovode do diskrecionih povećanja poreskih stopa, ili diskreciona povećanja poreskih stopa dovode do diskrecionih smanjenja javne potrošnje, što u oba slučaja deluje u pravcu eliminisanja narasle budžetske neravnoteže u slučaju SAD-a nakon 2000. godine. Empirijske studije na primeru SAD-a osporavaju relevantnost hipoteza iz Gale & Orszag (2004) u dugom roku, što znači da su pomenute hipoteze, pre svega, relevantne za deskripciju formiranja i eliminisanja budžetskih neravnoteža u kratkom i srednjem roku, jer u dugom roku nosioci fiskalne politike teže zadovoljenju međuvremenskog budžetskog ograničenja.

Većina studija iz ove oblasti odnosi se na razvijene kapitalističke ekonomije, a najznačajnije i najreprezentativnije su one studije koje koriste duge kvartalne i godišnje vremenske serije na primeru američke privrede. Tako, na primer, von Furstenberg et al. (1986) pronalaze empirijske dokaze koji idu u prilog troši-oporezuj hipoteze za period 1954.-1982. godina. Bohn (1991) kritikuje nalaze iz von Furstenberg et al. (1986), jer

---

<sup>28</sup> Upotreba javnih rashoda i prihoda kao % trend BDP-a je od suštinske važnosti za robustnost rezultata Gale-a & Orszag-a (2004). Gale & Orszag (2004) na ovaj način uzimaju u obzir efekat poslovnog ciklusa koji može da indukuje negativnu korelaciju između javnih rashoda i prihoda usled dejstva automatskih stabilizatora.

pomenuti autori ne uzimaju u obzir potencijalnu kointegrisanost između javnih rashoda i prihoda, već a priori koriste prve diference pomenutih fiskalnih agregata. Bohn (1991), polazeći od pretpostavke o kointegrisanosti javnih rashoda i prihoda, tj., od pretpostavke o stacionarnosti američkog budžetskog deficita, pronalazi empirijske dokaze koji idu u prilog hipoteze o fiskalnoj sinhronizaciji za period 1792.-1988. godina. Drugim rečima, istorijski dokazi ukazuju da su visoki budžetski deficiti u slučaju SAD-a najčešće bili eliminisani putem kombinacije diskrecionih povećanja poreza i diskrecionih smanjenja javne potrošnje. Konačno, Romer & Romer (2009) ispituju relevantnost hipoteze o izglednjivanju Levijatana na uzorku koji obuhvata kvartalne podatke nakon II svetskog rata. Koristeći vremensku seriju sačinjenu od narativno identifikovanih diskrecionih poreskih smanjenja, ovi autori ispituju da li pomenuta poreska smanjenja dovode do smanjenja javne potrošnje u SAD-u u periodu 1945.-2007. godina. Empirijski nalazi ne prihvataju teorijske postavke hipoteze o izglednjivanju Levijatana, već ukazuju da su diskreciona poreska smanjenja praćena kasnijim diskrecionim povećanjima poreskih stopa u cilju zadovoljenja međuvremenskog budžetskog ograničenja države. Upravo činjenica da nosioci fiskalne politike mogu lakše da kontrolišu prihodnu stranu budžeta objašnjava zašto diskreciona poreska smanjenja nemaju statistički značajan uticaj na kretanje javne potrošnje. Iz navedenog pregleda teorijske i empirijske literature, može se zaključiti da su troši-oporezuj hipoteza, kao i hipoteze o rikardijanskoj ekvivalenciji i fiskalnoj sinhronizaciji, relevantnije za opisivanje dinamičke uzročno-posledične veze između javnih prihoda i rashoda u dugom roku od nekoliko decenija, dok oporezuj-troši hipoteza, hipoteze o fiskalnoj iluziji, institucionalnoj separaciji, zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti, koordiniranoj fiskalnoj disciplini i izglednjivanju Levijatana imaju veći značaj u opisivanju pomenute uzročno-posledične dinamike u slučaju perioda od 2-3 decenije.

### **1.3 Modeliranje uzročno-posledične dinamike javnih prihoda i rashoda**

Potpoglavlje 1.3. podeljeno je na dva dela. Prvi deo, 1.3.1, pruža opis osnovnih stilizovanih činjenica odgovarajućih fiskalnih agregata. Drugi deo, 1.3.2, prezentuje osnovne ekonometrijske nalaze koji testiraju relevantnost pojedinih hipoteza o dinamičkoj uzročno-posledičnoj vezi između javnih rashoda i prihoda u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

### 1.3.1 Stilizovane činjenice

Tabela 1.7 sadrži osnovne deskriptivne statistike za vremenske serije javnih prihoda (R), ukupnih javnih rashoda (E), primarnih javnih rashoda (G), javnih prihoda korigovanih za efekat ciklusa u BDP-u i apsorpciji (CAAR) i primarnih javnih rashoda korigovanih za efekat ciklusa i apsorpcije (CAAG). Sve vremenske serije obuhvataju period 2001Q1-2017Q3, i odnose se na konsolidovani nivo države. Sve vremenske serije su, takođe, sezonski prilagođene primenom TRAMO/SEATS procedure u skladu sa preporukama Eurostat-a (2015).

Prva kolona tabele 1.7 odnosi se na javne prihode (R), druga kolona tabele 1.7 odnosi se na ukupne javne rashode (E), treća kolona tabele 1.7 odnosi se na primarne javne rashode (G), četvrta kolona tabele 1.7 odnosi se na diskrecione javne prihode (CAAR), tj., javne prihode korigovane za efekat ciklusa i apsorpcije, dok se poslednja kolona u tabeli 1.7 odnosi na diskrecione primarne javne rashode (CAAG), tj., primarne javne rashode korigovane za efekat ciklusa i apsorpcije. Mere centralne tendencije, aritmetička sredina i medijana, upućuju da javni prihodi osciliraju oko srednje vrednosti od oko 41-42% BDP-a, ukupni javni rashodi u proseku iznose oko 44% BDP-a, dok primarni javni rashodi osciliraju oko srednje vrednosti od oko 43% BDP-a. Situacija je slična i kada se posmatraju vremenske serije diskrecionih primarnih javnih rashoda i prihoda. Primarni javni rashodi dostižu maksimalnu vrednost od oko 48% BDP-a, dok maksimalna vrednost javnih prihoda iznosi 45% BDP-a. Javni prihodi se ne spuštaju ispod nivoa od oko 27% BDP-a, dok je minimalna vrednost javnih rashoda oko 29% BDP-a. Kao i u slučaju mera centralne tendencije, situacija je slična kada se posmatraju vremenske serije diskrecionih primarnih javnih rashoda i prihoda. Sve vremenske serije iz tabele 1.7 u proseku odstupaju od svojih srednjih vrednosti za oko 3 procentna poena, pri čemu nijedna od vremenskih serija iz tabele 1.7 nema normalno raspoređene vrednosti.

Fiskalne vremenske serije prezentovane u tabeli 1.7 izražene su kao % BDP-a, pre svega zbog preporuka izloženih u Hakkio & Rush (1991) i Bohn (2005). Hakkio & Rush (1991) koriste BDP učešća, jer ovako mereni fiskalni agregati uzimaju u obzir ukupan produktivni potencijal jedne nacionalne ekonomije. Ekonomski agenti su,

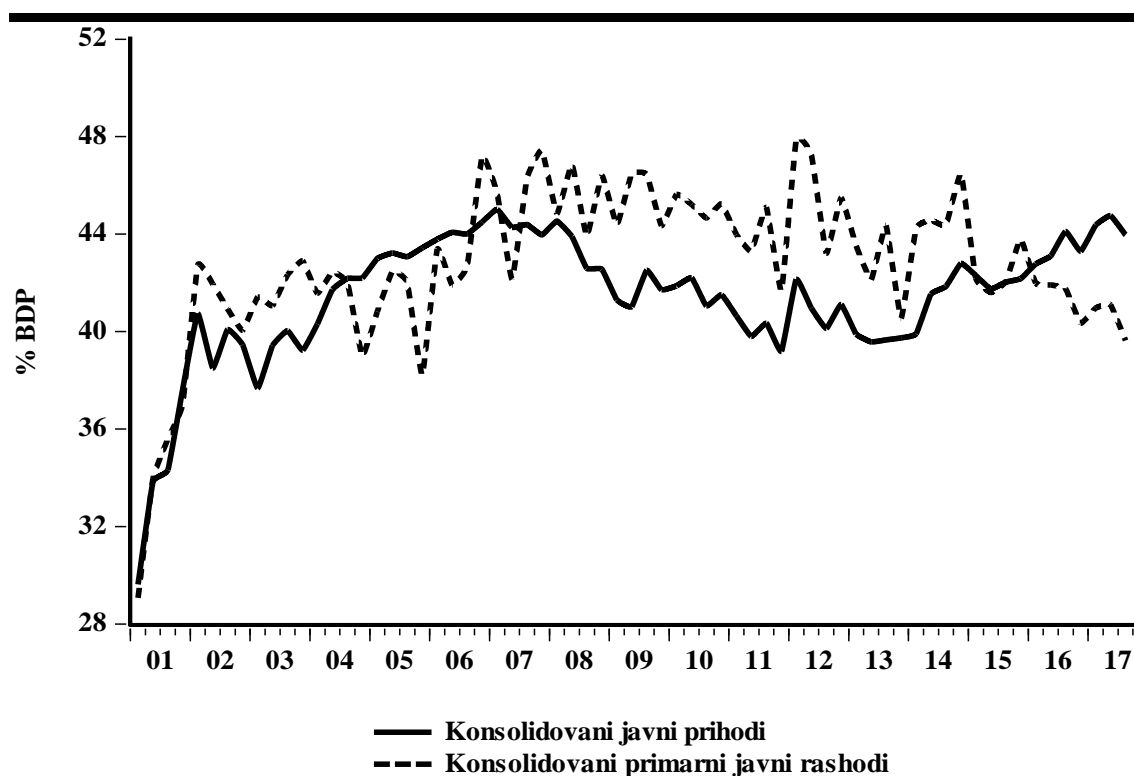
takođe, najviše zainteresovani za fiskalne promenljive izražene kao % BDP-a, jer fiskalna pravila uglavnom definišu budžetski deficit i javni dug kao učešća u BDP-u. Bohn (2005), sa druge strane, izveštava da je za nominalne i realne vrednosti fiskalnih promenljivih karakterističan nestacionarni varijabilitet. Drugim rečima, standardne devijacije BDP odnosa pokazuju znatno manji varijabilitet u odnosu na nominalno i realno merene fiskalne agregate. Bohn (2005) sugeriše, dakle, da nestabilne varijanse u nominalnim i realnim fiskalnim serijama potiču uglavnom od rasta BDP-a.

**Tabela 1.7: Deskriptivne statistike-budžetska ravnoteža**

	<b>R</b>	<b>E</b>	<b>G</b>	<b>CAAR</b>	<b>CAAG</b>
<b>Prosek</b>	41,41	44,3	42,75	41,39	42,75
<b>Medijana</b>	41,85	44,7	42,69	42,20	42,69
<b>Maximum</b>	45,01	49,8	47,86	45,13	47,86
<b>Minimum</b>	29,62	24,7	29,07	27,70	29,07
<b>St. devijacija</b>	2,68	3,7	3,22	3,17	3,22
<b>Koeficijent asimetrije</b>	-1,78	-2,4	-1,45	-1,93	-1,45
<b>Koeficijent spljoštenosti</b>	8,01	13,1	7,05	8,02	7,05
<b>Jarque-Bera</b>	105,55	347,1	69,13	112,00	69,13
<b>p-vrednost</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Uzorak (#)</b>	67	67	67	67	67

Napomene: R-javni prihodi; E-ukupni javni rashodi; G-primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi. Konsolidovana država, % BDP-a.  $CAAR=R-0,17*(YGAP+AGAP)$ , gde YGAP označava proizvodni jaz, a AGAP apsorpcioni jaz.  $YGAP= ((Y-TREND Y)/TREND Y) *100$ ;  $AGAP= ((A-TREND A)/TREND Y)*100$ . Y-BDP; A-domaća apsorpcija. Trend Y i trend A izračunati primenom HP filtera ( $\lambda=1600$ ).  $CAAG=G$  (male naknade za nezaposlene).

Slika 1.7 pruža grafički prikaz vremenskih serija iz prve i treće kolone tabele 1.7 za period 2001Q1-2017Q3. Sa slike je uočljivo da javni prihodi i primarni javni rashodi beleže svoje minimalne vrednosti od oko 28-29% BDP-a na samom početku uzorka, u 2001Q1, a da zatim u periodu od samo jedne fiskalne godine ostvaruju impozantan rast od preko 10 procentnih poena. Relativno nisko učešće pomenutih fiskalnih agregata u BDP-u Republike Srbije na samom početku uzorka posledica je političkih i privrednih kretanja iz poslednje decenije XX veka (ratovi na prostoru bivše SFRJ, hiperinflacija, međunarodne sankcije, NATO bombardovanje, političke promene sa kraja 2000. godine, visoko učešće sive ekonomije u procesu stvaranja bruto dodate vrednosti, oslobađanja od plaćanja poreza, poreski dugovi, Olivera-Tanzi efekat itd.), dok je njihov rast u toku 2001. godine posledica sprovedene makroekonomske stabilizacije koja se, pre svega, zasnivala na programu fiskalne konsolidacije i poreskoj reformi sprovedenoj uz podršku MMF-a (Arsić et al., 2001).



**Slika 1.7: Javni prihodi (R) i primarni javni rashodi (G)-konsolidovana država**

Javni prihodi nastavljaju da rastu i u periodu 2003Q1-2007Q1, i na kraju prvog kvartala 2007. godine dostižu svoj uzorački maksimum od oko 45% BDP-a. Snažan rast javnih prihoda u pomenutom periodu nastao je, pre svega, kao posledica ubrzanog rasta



ciklične komponente javnih prihoda usled dejstva proizvodnog i apsorpcionog jaza. Brži rast domaće tražnje u odnosu na rast BDP-a doveo je do snažnog rasta spoljnotrgovinskog deficita, koji je početkom 2007. godine iznosio oko 25% trend (potencijalnog) BDP-a, što je za posledicu imalo rast ciklične komponente indirektnih javnih prihoda. Nakon 2007Q1 dolazi do pada učešća javnih prihoda u BDP-u, i to pre svega kao posledica diskrecionih mera, a manje kao posledica efekata globalne finansijske krize. Arsić et al. (2013) dokumentuju diskrecione mere na strani javnih prihoda koje su u periodu 2007Q1-2011Q4 oborile učešće javnih prihoda u BDP-u za oko 5 procentnih poena, od kojih, pre svega, treba istaći smanjenje poreske stope na dohodak građana, uvođenje neoporezivog dela zarade, smanjenje stope PDV-a za pojedina dobra i usluge, kao i smanjenje carina na uvoz roba i usluga iz EU. Kontrakcija domaće tražnje u pomenutom periodu dovela je, takođe, do pada ciklične komponente javnih prihoda što je dodatno destabilizovalo javne finansije Republike Srbije. U periodu 2012Q1-2014Q2 dolazi do stabilizacije javnih prihoda na oko 40% BDP-a, usled ublažavanja recesionih tendencija, ali i povećanja opšte stope PDV-a sa 18% na 20% u 2012Q4, povećanja stope poreza na dobit od 2013. godine sa 10% na 15%, kao i povećanja snižene stope PDV-a sa 8% na 10% od 2014. godine. U periodu između 2014Q3-2017Q3 dolazi do ponovnog rasta javnih prihoda, ovoga puta kao posledica mera fiskalne konsolidacije. Preciznije, rast javnih prihoda u periodu 2014Q3-2017Q3 je, imajući u vidu da su prosečne poreske stope osnovnih poreskih oblika ostale gotovo nepromenjene, nastao kao posledica poboljšane naplate PDV-a, smanjenja sive ekonomije u domenu prometa naftnih derivata, uvođenja akciza na struju, kao i uplate dividendi i dobiti javnih preduzeća u republički budžet.

Ponašanje javnih rashoda karakteriše drugačiji istorijski obrazac kretanja u odnosu na javne prihode nakon 2000. godine. Nakon inicijalnog rasta u 2001. godini, javni rashodi su u periodu 2002Q3-2005Q4 stabilizovani na oko 40% BDP-a usled trogodišnjeg „stand-by“ aranžmana sa MMF-om. U periodu 2006Q1-2009Q1, nakon završetka aranžmana sa MMF-om, dolazi ponovo do snažnog rasta javnih rashoda, i to pre svega kao posledica politički motivisanih povećanja plata, penzija i rashoda za kapitalne investicije, koji su primarno finansirani rastućim prihodima od privatizacije. Učešće javnih rashoda je tako iznosilo oko 47% BDP-a u predvečerje globalne finansijske krize (2007Q4). Period 2009Q1-2011Q1 karakteriše novi aranžman sa MMF-om u kome

dolazi do zamrzavanja plata i penzija u javnom sektoru, što smanjuje učešće javne potrošnje u BDP-u Republike Srbije za oko 2-3 procentna poena. Tokom 2011. godine, međutim, republički parlament usvaja Zakon o fiskalnoj decentralizaciji koji je stvorio vertikalnu fiskalnu neravnotežu u sistemu javnih finansija Republike Srbije od oko 1,5% BDP-a, i tako u dobroj meri poništio mere štednje iz perioda 2009Q1-2011Q1. U 2012Q1, kvartal pred predsedničke i parlamentarne izbore, ponovo dolazi do osetnog jednokratnog povećanja javne potrošnje, tako da učešće javnih rashoda u BDP-u dostiže uzorački maksimum od oko 48% BDP-a. Konačno, poslednji program fiskalne konsolidacije u periodu 2014Q3-2017Q3, podržan novim sporazumom sa MMF-om, doveo je do osetnog smanjenja učešća javnih rashoda u BDP-u za oko 5-6 procentnih poena. Smanjenje javne potrošnje je ostvareno, pre svega, preko smanjenja nominalnih penzija (5%) i plata u javnom sektoru (10%).

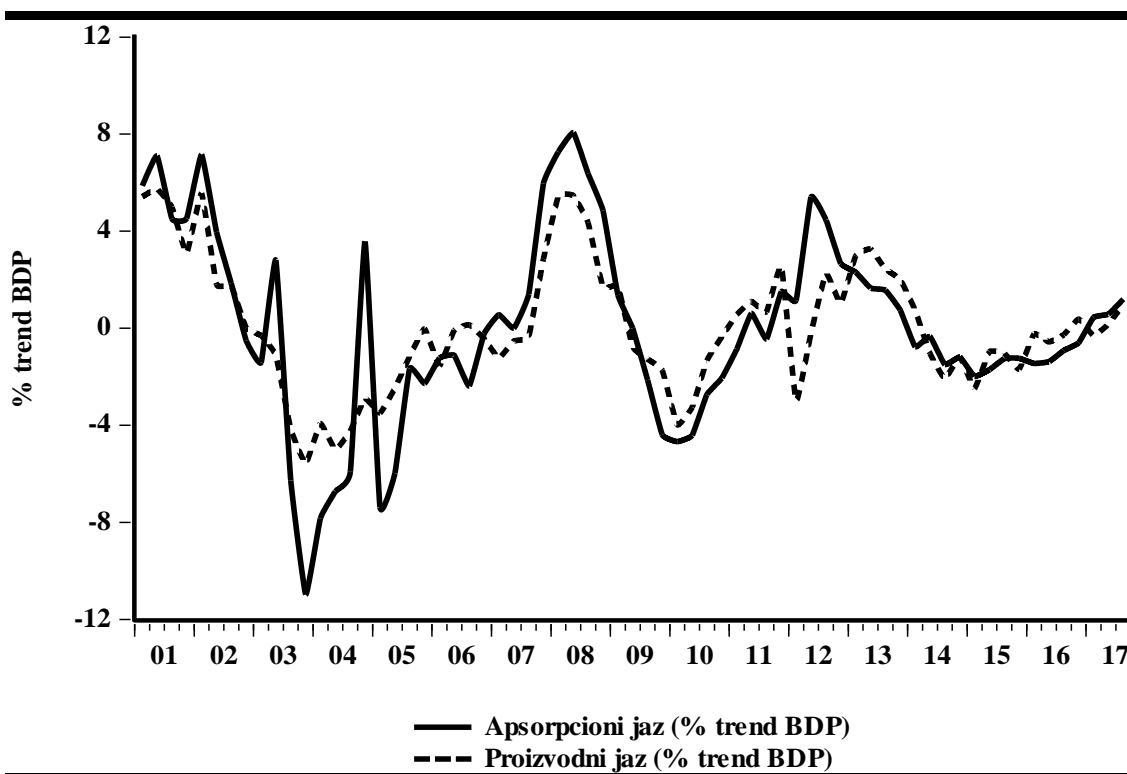
Vremenske serije iz prve i treće kolone tabele 1.7 koje su prezentovane na slici 1.7 odnose se na dinamiku javnih prihoda i primarnih javnih rashoda. Slika 1.7, dakle, grafički opisuje kretanje javnih prihoda i primarnih javnih rashoda koje je pod uticajem kako diskrecionih mera nosilaca fiskalne politike, tako i uticaja proizvodnog i apsorpcionog ciklusa. S obzirom da je za genezu formiranja budžetske neravnoteže u Republici Srbiji od interesa analizirati diskrecione mere kreatora fiskalne politike, potrebno je iz serija za javne prihode i primarne javne rashode isključiti uticaj pomenutih ciklusa.<sup>29</sup>

Isključivanje uticaja proizvodnog i apsorpcionog ciklusa iz kretanja javnih prihoda i primarnih javnih rashoda vrši se tako što se iz ovih vremenskih serija eliminišu one fluktuacije koje su nastale kao posledica proizvodnog i apsorpcionog jaza. Proizvodni jaz se definiše kao razlika između stvarnog i trend BDP-a, dok se apsorpcioni jaz definiše kao razlika između stvarne i trend domaće apsorpcije, merene kao zbir lične, investicione i javne potrošnje.

---

<sup>29</sup> Sledeće studije koriste diskrecione vrednosti fiskalnih agregata: von Furstenberg et al. (1986), Hoover & Sheffrin (1992), Gale & Orszag (2004), Bohn (2005), Corsetti et al. (2006), Creel & Le Bihan (2006), Kim & Roubini (2007), Alesina et al. (2008), Corsetti & Müller (2008), Romer & Romer (2009), Dobrescu & Salman (2010), Rahman (2010), Abbas et al. (2011), Bornhorst et al. (2011), Arsić et al. (2013), Chihi & Normandin (2013) i Koczan (2015).

Slika 1.8 opisuje dinamiku dva pomenuta jaza, merenih kao % trend BDP-a, u periodu 2001Q1-2017Q3. Trend BDP je izračunat primenom HP filtera ( $\lambda=1600$ ); slične vrednosti trend BDP-a dobijene su i primenom Hamiltonovog filtera, ali ovaj statistički filter nije korišćen u daljoj analizi podataka, jer njegova primena osetno skraćuje broj raspoloživih opservacija.<sup>30</sup>



**Slika 1.8: Apsorpcioni jaz (AGAP) i proizvodni jaz (YGAP)-% trend BDP-a**

Sa slike 1.8 jasno su uočljive tri stilizovane činjenice. Prvo, proizvodni i apsorpcioni jaz beleže snažan rast u periodu 2006Q1-2009Q1, tj., u periodu nakon završetka trogodišnjeg aranžmana sa MMF-om pa sve do početka preliivanja efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju. Drugo, proizvodni i apsorpcioni jaz beleže oštar pad nakon dolaska globalne finansijske krize u Srbiju. Treće, apsorpcioni jaz značajno prevazilazi vrednosti za proizvodni jaz u periodu 2006Q3-2009Q1, što daje empirijsku

<sup>30</sup> U makroekonometrijskoj teoriji i praksi dobro su poznati i nedostaci HP filtera, kao što je problem predviđanja, problem odabira parametra  $\lambda$ , problem prisustva strukturnog loma itd. Odabir HP filtera u okviru ove doktorske disertacije motivisan je, stoga, jednostavnošću njegove upotrebe, kao i zastupljenošću u uporedivim empirijskim istraživanjima.

potvrdu stanovištu da je iz kretanja javnih prihoda i primarnih javnih rashoda potrebno isključiti one varijacije koje su pod dejstvom i proizvodnog i apsorpcionog ciklusa.

Pomenute stilizovane činjenice detaljno su objašnjene u studijama Darvas-a (2009), zatim u Berglöf et al. (2009), Coccozza et al. (2011) i Koczan (2015). Ove studije dokumentuju da nakon političkih promena sa kraja 2000. godine dolazi do velikog priliva kapitala u Republiku Srbiju, i to po dva osnova: 1) po osnovu privatizacije privrednih subjekata u okviru sektora nerazmenljivih roba i usluga, kao posledica devastirane industrije i precenjenog realnog efektivnog deviznog kursa; 2) po osnovu ekspanzije potrošačkih kredita plasiranih preko reformisanog bankarskog sektora. Enorman neto priliv kapitala poslužio je, pre svega, za finansiranje domaće apsorpcije, tj., finansiranje nastalog spoljnotrgovinskog deficita, i prelio se u potpunosti na rast učešća spoljnog duga u BDP-u. Rast domaće apsorpcije, definisane kao zbir lične, investicione i javne potrošnje, prelio se na rast uvoza, i doveo do cikličnog rasta indirektnih poreza: PDV-a, akciza i carina. Rast cikličnih indirektnih prihoda otvorio je fiskalni prostor za sprovođenje prociklične fiskalne politike preko diskrecionih smanjenja pojedinih poreskih stopa, ali i diskrecionih povećanja javne potrošnje. Ove diskrecione prociklične mere fiskalne politike su, zatim, dodatno uticale na stimulisanje apsorpcionog ciklusa pre nego što je svetska ekonomska kriza pogodila srpsku ekonomiju. Opisana procikličnost fiskalne politike svojstvena je i za druge ekonomije iz regiona Zapadnog Balkana, Centralne i Istočne Evrope, kao što navode Rahman (2010) i Dobrescu & Salman (2011).

Krajem 2008. godine dolazi do preliivanja efekata globalne finansijske krize na srpsku privredu, što dokumentuju Arsić et al. (2013) i Andrić et al. (2016a, b). Do pada privredne aktivnosti dolazi preko dva kanala uticaja: 1) preko spoljnotrgovinskog kanala, usled manjeg izvoza u zemlje EU koje su pogođene globalnom finansijskom krizom; 2) preko kanala agregatne tražnje, usled njene kontrakcije nastale kao posledica naglog smanjenja priliva inostranog kapitala. Smanjeni priliv inostranih izvora finansiranja dovodi, zatim, do deprecijacije realnog kursa, rebalansiranja ekonomije od uvoza ka izvozu i smanjenja spoljnotrgovinskog deficita. Do smanjenja eksterne neravnoteže, pored već spomenutog rebalansiranja, dolazi i usled pada kreditne

aktivnosti i posledične kontrakcije domaće tražnje, što konačno dovodi i do pada cikličnih indirektnih prihoda, rasta budžetskog deficita i javnog duga.

Imajući u vidu opisani mehanizam preliivanja eksterne neravnoteže na dinamiku indirektnih javnih prihoda, kao i dobro poznati uticaj poslovnog ciklusa na dinamiku direktnih javnih prihoda, slika 1.9 prikazuje dinamiku diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda iz kojih je isključen efekat ciklusa u privrednoj aktivnosti i apsorpciji. Sa slike 1.9 je uočljivo da je dinamika diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda gotovo identična dinamici javnih prihoda i primarnih javnih rashoda, što potvrđuje nalaze iz tabele 1.7 koja pokazuje gotovo istovetne vrednosti za osnovne deskriptivne statistike pomenutih fiskalnih agregata. Dinamika diskrecionih fiskalnih agregata sa slike 1.9 potvrđuje, takođe, da je budžetska neravnoteža u Republici Srbiji nakon 2000. godine prevashodno strukturne prirode, tj., da je u znatno manjoj meri formirana pod dejstvom cikličnih faktora. Do formiranja strukturne fiskalne neravnoteže u Republici Srbiji došlo je u toku 2006. i 2007. godine, kada ujedno i dolazi do divergencije u kretanju apsorpcionog i proizvodnog jaza (Arsić et al, 2013). Ciklični priliv indirektnih prihoda po osnovu snažnog apsorpcionog rasta u 2006.-oj i 2007.-oj godini omogućio je nosiocima fiskalne politike vođenje prociklične fiskalne politike kroz diskreciona smanjenja pojedinih poreskih stopa i diskreciona povećanja javne potrošnje.

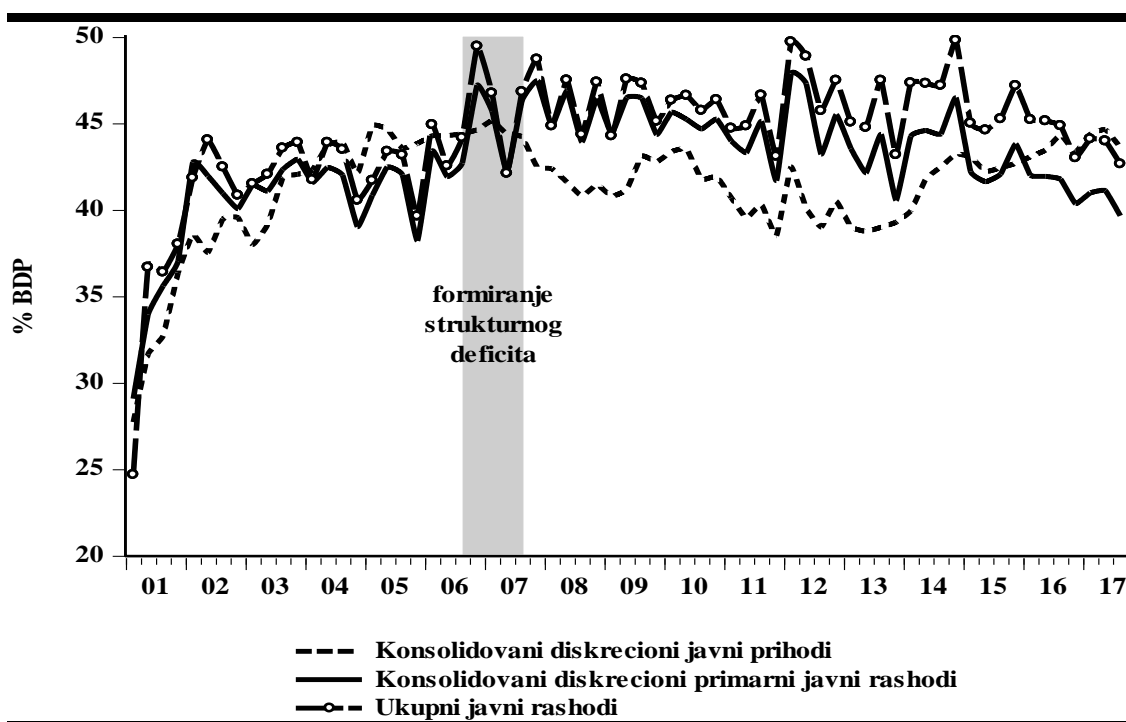
Prilikom obračuna diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda korišćene su smernice istaknute u Dobrescu & Salman (2010), Rahman (2010), Bornhorst et al. (2011) i Arsić et al. (2013). Preciznije, diskrecioni primarni javni rashodi su jednaki primarnim javnim rashodima, jer su promene u primarnim javnim rashodima gotovo uvek diskrecione prirode, i u jako maloj meri, ako i uopšte, zavise od kretanja proizvodnog i apsorpcionog ciklusa. Naknade za nezaposlene predstavljaju jedinu kategoriju primarnih javnih rashoda čija je dinamika uslovljena fazama privrednog ciklusa, ali je procentualno učešće ove kategorije primarnih javnih rashoda u BDP-u Republike Srbije zanemarljivo, pa je stoga izjednačavanje primarnih i diskrecionih primarnih javnih rashoda ekonomski i statistički opravdano.

Diskrecioni javni prihodi obračunati su po formuli

$$CAAR=R-0,17*(YGAP+AGAP) \quad (1.32)$$

gde simbol R označava učešće ukupnih javnih prihoda u BDP-u, dok se simbol CAAR odnosi na diskrecione javne prihode merene kao % BDP-a, tj., na javne prihode iz kojih je isključen uticaj ciklusa i apsorpcije. YGAP označava proizvodni jaz, i obuhvata uticaj proizvodnog ciklusa na kretanje cikličnih direktnih javnih prihoda, dok AGAP označava apsorpcioni jaz, i obuhvata uticaj apsorpcionog ciklusa na kretanje cikličnih indirektnih javnih prihoda. Oba jaza su izračunata kao razlika između stvarnih i trend vrednosti, i izraženi su kao % trend BDP-a. Trend vrednosti domaće apsorpcije i BDP-a, pri čemu domaća apsorpcija predstavlja zbir lične, investicione i javne potrošnje, dobijene su primenom HP filtera ( $\lambda=1600$ ). Vrednost koeficijenta 0,17 u jednačini za diskrecione javne prihode nije proizvod ekonometrijskog ocenjivanja, već odgovara prosečnom učešću direktnih i indirektnih javnih prihoda u BDP-u za period 2001Q1-2017Q3.

Primena gorepomenute kalkulacije za utvrđivanje diskrecionih javnih prihoda rešava



**Slika 1.9: Diskrecioni javni prihodi (CAAR), javni rashodi (E) i diskrecioni primarni javni rashodi (CAAG)-konsolidovana država**

problem korelisanosti između proizvodnog i apsorpcionog jaza koji se može javiti prilikom ekonometrijske procene diskrecionih javnih prihoda. U slučaju pojave visoke korelisanosti između dva pomenuta jaza može se doći do zaključka, usled precenjenih standardnih grešaka regresije, da apsorpcioni jaz nema statistički značajan uticaj na kretanje javnih prihoda, iako to zaista nije slučaj. Drugim rečima, ocenjena ekonometrijska specifikacija može biti podložna pojavi statističke greške II vrste (zadržavanje netačne nulte hipoteze). Kao direktna posledica visoke linearne zavisnosti između dva pomenuta jaza, dolazi se do stanovišta da apsorpcioni jaz treba isključiti iz date ekonometrijske specifikacije. Ovakav pristup nema, međutim, ekonomsko utemeljenje, jer dovodi do izostavljanja relevantne objašnjavajuće promenljive, a samim tim i do precenjivanja vrednosti diskrecionih javnih prihoda.

### 1.3.2 Ekonometrijski rezultati

Opisanim stilizovanim činjenicama iz potpoglavlja 1.3.1 potrebno je sada dati strukturnu interpretaciju u okviru odgovarajuće ekonometrijske metodologije. Odgovarajuća ekonometrijska metodologija koja je podesna za ispitivanje dinamičke uzročne-posledične veze između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda zasniva se na primeni vektorskih autoregresionih modela (VAR). VAR modeli, koje je u makroekonometrijsko modeliranje uveo Sims (1980), predstavljaju sisteme autoregresionih jednačina čija redukovana forma predstavlja odgovarajući metodološki okvir za analizu vremenskih serija od interesa. Redukovana forma VAR modela koji sadrži  $n$  promenljivih ( $n$ -dimenzionalni VAR), i u kome je dinamika svake od  $n$  promenljivih opisana sa  $p$  sopstvenih prethodnih vrednosti, ali i  $p$  docnji ostalih promenljivih u sistemu (VAR model reda  $p$ ), može se predstaviti uz pomoć sledeće matrične jednačine

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + v_t \quad (1.33)$$

gde  $Y_{t-i}$ ,  $i = 0, 1, \dots, p$ , označava kolona vektore promenljivih dimenzija  $n \times 1$  u okviru datog VAR sistema,  $\phi_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, p$ , označava matrice koeficijenata dimenzija  $n \times n$  koje se odnose na odgovarajuće makroekonomske varijable, dok kolona vektor redukovanih inovacija  $v_t$  dimenzija  $n \times 1$  prati  $n$ -dimenzionalnu normalnu raspodelu verovatnoće,

$v_t: N(\mathbf{0}, \Sigma_v)$ , gde  $E(v_t v_t^T) = \Sigma_v$  predstavlja kovarijacionu matricu koja odgovara vektoru redukovanih inovacija  $v_t$ .<sup>31</sup>

Redukovana forma VAR modela, međutim, nije u stanju da odgonetne kako su date makroekonomske vremenske serije međusobno povezane na kvartalnom nivou. Drugim rečima, iz redukovane forme VAR modela nije moguće izvršiti distinkciju između egzogenih i endogenih vremenskih serija.<sup>32</sup> Davanje odgovora na ovo pitanje svodi se na problem identifikacije strukturnog šoka u datom VAR sistemu.

Identifikacija strukturnog šoka u svim VAR specifikacijama koje figuriraju u okviru ove doktorske disertacije izvršena je uz pomoć rekurzivne Holeskijeve (eng. Cholesky) dekompozicije. Rekurzivnu Holeskijevu dekompoziciju koristi i većina relevantnih doprinosa koji su citirani u ovoj doktorskoj disertaciji-Sims (1980), von Furstenberg et al. (1986), Enders & Lee (1990), Canzoneri et al. (2001), Corsetti et al. (2006), Creel & Le Bihan (2006), Beetsma et al. (2008), Kim & Roubini (2008), Müller (2008), Bajo-Rubio et al. (2009), Darvas (2009), Romer & Romer (2009), Ilzetzki et al. (2010), Abbas et al. (2011), Boileau & Normandin (2012), Chihi & Normandin (2013), Afonso & Jalles (2015) i Panjer et al. (2017).

Rekurzivna Holeskijeva dekompozicija, prvi put korišćena u radu Simsa (1980), podrazumeva sledeću relaciju između  $nx1$  vektora redukovanih inovacija  $v_t$  i  $nx1$  vektora strukturnih inovacija  $\varepsilon_t$

$$A_0 v_t = \varepsilon_t \tag{1.34}$$

pri čemu matrica  $A_0$ , dimenzija  $nxn$ , ima oblik donje trougaone matrice

---

<sup>31</sup> Ocene parametara redukovane forme VAR modela najčešće se dobijaju primenom metoda običnih najmanjih kvadrata (eng. ordinary least squares-OLS) ili primenom metoda maksimalne verodostojnosti (eng. maximum likelihood-ML). Oba metoda ocenjivanja proizvode identične ocene parametara redukovane forme VAR modela.

<sup>32</sup> Egzogene vremenske serije su, uopšteno rečeno, one vremenske serije na koje ne utiče kretanje drugih vremenskih serija na kvartalnom nivou i u okviru definisanog ekonomskog sistema. Posledično, endogene vremenske serije su one vremenske serije na koje utiče kretanje drugih vremenskih serija na kvartalnom nivou i u okviru definisanog ekonomskog sistema.



$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} \quad (1.35)$$

čija inverzna matrica zadovoljava sledeću matričnu jednakost

$$A_0^{-1}(A_0^{-1})^T = \Sigma_v \quad (1.36)$$

gde  $\Sigma_v$  predstavlja kovarijacionu matricu redukovanih inovacija  $v_t$ .

Kombinujući izraze (1.33)-(1.36) može se doći do vektorske forme pokretnih proseka (VARMA) VAR modela reda  $p$  i dimenzija  $n$

$$Y_t = [I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p]^{-1} A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (1.37)$$

gde  $I$  predstavlja jediničnu matricu dimenzija  $n \times n$ , pri čemu je u postupku izvođenja (1.37) korišćen identitet  $L^p Y_t \equiv Y_{t-p}$ , gde  $L$  predstavlja operator docnje, kao i jednakost  $v_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ , koja se dobija inverzijom matrične jednačine iz (1.34). Vektorska forma pokretnih proseka služi kao osnova za računanje funkcija impulsnog odziva  $C_{ij}(h)$ , koje kvantifikuju reakciju promenljive  $y_i$  na neočekivani strukturni šok u promenljivoj  $y_j$  za horizont predviđanja  $h$  u datom VAR sistemu.

Vektorska forma pokretnih proseka iz (1.37) se koristi, takođe, i u analizi dekompozicije varijanse greške predviđanja. Dekompozicija varijanse greške predviđanja pokazuje koliko u ukupnom varijabilitetu neočekivane promene jedne promenljive učestvuje varijabilitet ostalih promenljivih. Preciznije, ukoliko se izraz iz (1.37) zapiše kao:

$$Y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (1.38)$$

gde  $C(L) = [I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p]^{-1} A_0^{-1}$ , i sa  $C_{ij}(h)$  definiše impulsna reakcija promenljive  $y_i$  na šok u promenljivoj  $y_j$  za horizont predviđanja  $h$ , može se pokazati da je ukupna srednja kvadratna greška predviđanja za promenljivu  $y_i$ ,  $\Omega_i$ , u VAR sistemu od  $n$  promenljivih, i za horizont predviđanja  $h$ , jednaka sledećem izrazu

$$\Omega_i(h) = \sum_{k=0}^h \sum_{j=1}^n C_{ij}(k)^2. \quad (1.39)$$

Varijansa greške predviđanja promenljive  $y_i$ <sup>33</sup> usled neočekivane promene u promenljivoj  $y_j$  za horizont predviđanja  $h$  označava se sa  $\omega_{ij}(h)$  i jednaka je sledećem izrazu

$$\omega_{ij}(h) = \sum_{k=0}^h C_{ij}(k)^2 \quad (1.40)$$

što konačno omogućava izvođenje jednačine za dekompoziciju varijanse greške predviđanja definisane kao količnik izraza u (1.39) i (1.40)

$$\theta_{ij}(h) = \frac{\omega_{ij}(h)}{\Omega_i(h)} = \frac{\sum_{k=0}^h C_{ij}(k)^2}{\sum_{k=0}^h \sum_{j=1}^n C_{ij}(k)^2}. \quad (1.41)$$

Strukturna identifikacija fiskalnog šoka predstavlja jedan od dva najzastupljenija pristupa utvrđivanju egzogenosti u savremenoj makroekonometrijskoj teoriji i praksi.<sup>34</sup> Blanchard & Perotti (2002) su definisali jednu od najpoznatijih strukturnih dekompozicija koja polazi od pretpostavke da kreatori fiskalne politke ne reaguju na fundamentalne šokove iz makroekonomskog okruženja na kvartalnom nivou. Drugim rečima, kreatori ekonomske politike diskreciono utiču na dinamiku javnih prihoda i rashoda sa docnjom od jednog ili više kvartala nakon realizovanog output ili drugog fundamentalnog makroekonomskog šoka. Pristup Blanchard-a & Perotti-a (2002) je, kao i u većini relevantnih citiranih doprinosa, prilagođen potrebama ekonometrijske analize u okviru ove doktorske disertacije. Rekurzivne Holeskijeve dekompozicije u okviru ekonometrijske analize se u odnosu na strukturnu dekompoziciju Blanchard-a i Perotti-a (2002) razlikuju po tome što: 1) Blanchard & Perotti (2002) koriste logaritmovane vrednosti nominalnih i realnih fiskalnih agregata i BDP-a, dok

<sup>33</sup> Izraz dekompozicija varijanse greške predviđanja se bazira se na asimptotskom rezultatu da  $\Omega_i \rightarrow \text{var}(y_i)$ , za  $h \rightarrow +\infty$ .

<sup>34</sup> Pojam strukturne dekompozicije je daleko širi od pojma rekurzivne Holeskijeve dekompozicije, jer pretpostavlja da makroekonomske vremenske serije na kvartalnom nivou ne moraju biti rekurzivno, tj. linearno, povezane. U makroekonometrijskoj literaturi se zato i pravi distinkcija između ova dva tipa dekompozicija. Suštinski, međutim, rekurzivna Holeskijeva dekompozicija predstavlja specijalan tip strukturne dekompozicije u kojoj redosled makroekonomskih varijabli unutar VAR sistema determiniše njihovu uzročno-posledičnu vezu. Tako, na primer, u VAR sistemu od 3 promenljive  $[x, y, z]$ , promenljiva  $x$  je egzogena u odnosu na promenljive  $y$  i  $z$ , promenljiva  $y$  je endogena u odnosu na promenljivu  $x$ , ali egzogena u odnosu na promenljivu  $z$ , dok je promenljiva  $z$  endogena u odnosu na obe promenljive,  $x$  i  $y$ .

rekurzivne Holeskijeve dekompozicije u okviru ove doktorske disertacije koriste BDP učešća respektivnih fiskalnih vremenskih serija; 2) Blanchard & Perotti (2002) koriste institucionalne informacije prilikom konstruisanja vremenskih serija ciklično korigovanih javnih prihoda i rashoda, dok su diskrecione fiskalne veličine u okviru ove doktorske disertacije korigovane ne samo za efekat ciklusa, već i za efekat apsorpcije, kombinujući institucionalni pristup sa odgovarajućim ekonometrijskim ocenama, kao u Dobrescu & Salman (2010), Rahman (2010) i Bornhorst et al. (2011); 3) Blanchard & Perotti (2002) modeliraju fiskalne agregate od interesa kao stacionarne ili nestacionarne, ali kointegrisane, vremenske serije, dok BDP učešća respektivnih fiskalnih agregata u okviru ove doktorske disertacije nisu podvrgnuta kointegracionom ograničenju [1,-1].<sup>35</sup>

Narativni pristup identifikaciji fiskalnog šoka predstavlja alternativu strukturnom pristupu. Ovaj pristup, za razliku od strukturnog pristupa, pretražuje narativne istorijske izvore vezane za vođenje fiskalne politike, a zatim identifikuje i meri određene fiskalne šokove u zavisnosti od prirode date ekonomske problematike. Romer & Romer (2009) tvrde da su ovako utvrđeni narativni fiskalni šokovi zaista egzogeni, dok su strukturno identifikovani fiskalni šokovi endogeni, jer se njihovo kretanje može predvideti istorijskim vrednostima narativno utvrđenih šokova.

Problem endogenosti strukturnih šokova od posebnog je značaja kod analize makroekonomskih efekata fiskalne politike, jer prilikom sprovođenja mera fiskalne politike postoji značajna vremenska razlika između trenutka kada su ove mere obelodanjene široj ekonomskoj javnosti i trenutka kada su one zaista implementirane. Vremenski period koji protekne od trenutka objavljivanja do trenutka primene određene fiskalne mere ostavlja prostor relevantnim ekonomskim subjektima da koriguju svoje poslovne odluke u skladu sa najavljenim merama. Ako ekonomski agenti, dakle, anticipativno reaguju na promene u fiskalnoj politici, tj., pre nego što one zaista uzmu efekta, onda SVAR metodologija proizvodi pristrasne funkcije impulsnog odziva. Kao posledica opisanog efekta anticipacije (eng. anticipation effect), ocenjene funkcije

---

<sup>35</sup> Blanchard & Perotti (2002) izveštavaju da su njihovi rezultati robustni na različite pretpostavke o prirodi (deterministički vs. stohastički) respektivnih trendova datih fiskalnih agregata. Sa druge strane, u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine, parcijalni autokorelacioni koeficijent na prvoj doznji za diskrecione primarne javne rashode iznosi 0,58, dok je u slučaju diskrecionih javnih prihoda 0,76, što eliminiše mogućnost sprovođenja kointegracione analize između pomenutih fiskalnih serija.

impulsnog odziva u određenoj SVAR specifikaciji će obuhvatati, ne samo reakciju na strukturno identifikovani fiskalni šok, već i sam efekat anticipacije.

Postoje, međutim, i određeni argumenti koji idu u prilog upotrebi strukturnih, umesto narativno identifikovanih, fiskalnih šokova. Prvo, narativni pristup identifikaciji fiskalnog šoka ne može se smatrati opštim naučnim metodom, jer suštinski zavisi od karakteristika uzorka koji je predmet analize. Na primer, Romer & Romer (2009) u slučaju SAD-a u periodu 1945.-2007. godina operišu sa uzorkom za koji je karakteristično disproporcionalno učešće poreskih stimulansa u odnosu na diskreciona povećanja poreskih stopa. Ovakva uzoračka distribucija diskrecionih poreskih promena može za posledicu imati da narativno konstruisana vremenska serija poreskih šokova predstavlja neadekvatan instrument za seriju ciklično korigovanih javnih prihoda, što predstavlja i prvobitni razlog njenog konstruisanja.

Drugo, narativni pristup se bazira na motivacijama kreatora ekonomske politike, a ne na efektima i rezultatima njihovih mera (Romer & Romer, 2009). Drugim rečima, narativni pristup identifikaciji fiskalnog šoka pruža informacije o tome šta su kreatori ekonomske politike želeli da postignu određenim merama, ali ne i šta su zaista postigli. Ova kritika je od naročitog značaja u slučaju mladih demokratija u tranziciji, kao što je Srbija, gde kreatori ekonomske politike češće pribegavaju diskrecionim populističkim merama na strani javnih rashoda i prihoda koje za posledicu imaju potpuno drugačije makroekonomske efekte od prvobitno objavljenih. U slučaju Srbije, na primer, ilustrativan je primer povećanja plata i penzija u javnom sektoru pod izgovorom da ovakve mere dovode do dugoročno održivog poboljšanja životnog standarda usled bržeg privrednog rasta, iako je u makroekonomskoj teoriji i praksi dobro poznato da su dometi fiskalnih multiplikatora u privredama sličnim srpskoj veoma limitirani (Ilzetski et al., 2010). Ovakve mere, bar u uzorku koji je predmet analize u ovoj doktorskoj disertaciji, nisu imale željene efekte, ali su zato, u više navrata, bile jedan od glavnih pokretača nastanka i produbljivanja budžetske neravnoteže u Republici Srbiji.<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> Detaljan pregled pomenutih mera može se naći u Arsić et al.(2013) i Andrić et al.(2016 a,b).

Treće, narativni pristup obezbeđuje relativno mali broj identifikovanih fiskalnih šokova. Tako, na primer, Romer & Romer (2009) identifikuju samo četiri ekonomski značajna diskreciona poreska smanjenja kada analiziraju da li smanjenja poreskih stopa dovode do smanjenja javne potrošnje u SAD-u u periodu 1945.-2007. godina, što za posledicu ima neprecizno ocenjene funkcije impulsnog odziva.<sup>37</sup> Romer & Romer (2009) kao egzogene diskrecione promene u poreskoj politici tretiraju ona smanjenja poreskih stopa koja imaju za cilj povećanje dugoročne stope privrednog rasta. U pitanju su, dakle, ona smanjenja u poreskim stopama koja su egzogena u odnosu na tekuća kretanja u javnim rashodima, ali i na tekuća kretanja u poslovnom ciklusu. Cilj ovako definisanih poreskih smanjenja je dvojak: i) eliminiše se problem endogenosti, tj., problem potencijalne simultane veze između diskrecionih promena u javnim prihodima i rashodima, gde *odluke* o promenama javne potrošnje mogu dovesti do promena u javnim prihodima; ii) eliminiše se potencijalna pristrasnost ekonometrijskih ocena usled izostavljanja relevantne objašnjavajuće promenljive-kaó relevantnu objašnjavajuću promenljivu Romer & Romer (2009) tretiraju poslovni ciklus, jer ciklične fluktuacije BDP-a mogu dovesti do smanjenja javnih prihoda, ali ne kao posledica diskrecionih poreskih stimulansa, već kao posledica recesivnih tendencija.

Imajući u vidu navedene nedostatke narativnog pristupa utvrđivanju egzogenog fiskalnog šoka, kao i ograničenja koja proističu iz veličine uzorka koji je predmet analize, problem egzogenosti u ovoj doktorskoj disertaciji nužno je morao biti tretiran ocenjivanjem strukturnih VAR specifikacija koje primat daju ekonomskoj teoriji u procesu identifikacije strukturnog fiskalnog šoka. Prilikom ocenjivanja odgovarajućih strukturnih specifikacija, bilo je potrebno, stoga, napraviti odgovarajuću identifikacionu pretpostavku o uzročno-posledičnoj vezi između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda na kvartalnom nivou. Kao polazna pretpostavka odabrana je identifikaciona šema koja podrazumeva da u okviru Holeskijeve dekompozicije diskrecioni primarni javni rashodi utiču na kretanje diskrecionih javnih prihoda, ali ne i obrnuto.

---

<sup>37</sup> Činjenica da postoje samo četiri značajna narativno identifikovana poreska stimulansa u smislu Romera & Romera (2009) u periodu od pola veka na primeru SAD-a, čini upotrebu ovog pristupa u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine praktično neupotrebljivim.

Egzogenost diskrecionih primarnih javnih rashoda u odnosu na javne prihode na kvartalnom nivou u skladu je sa troši-oporezuj hipotezom (Peacock & Wiseman, 1961) i hipotezom o Rikardijanskoj ekvivalenciji (Barro, 1979). Blanchard & Perotti (2002) polaze, takođe, od pretpostavke o egzogenoj javnoj potrošnji, jer smatraju da fiskalna politika reaguje na makroekonomske šokove sa docnjom od jednog ili više kvartala.<sup>38</sup>

Na opravdanost strukturnih pretpostavki iz Peacock & Wiseman (1961), Barro (1979) i Blanchard & Perotti (2002) ukazuju i rezultati Grejndžerovih testova uzročnosti iz jednačina (1.42) i (1.43) koji su prikazani u tabeli 1.8

$$CAAR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i CAAR_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j CAAG_{t-j} + \epsilon_t \quad (1.42)$$

$$CAAG_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^4 \gamma_i CAAG_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \delta_j CAAR_{t-j} + u_t. \quad (1.43)$$

Iz tabele 1.8 se može zaključiti da, nezavisno od broja docnji, diskrecioni primarni javni rashodi uzrokuju diskrecione javne prihode u smislu Grejndžera, dok obrnuto nije slučaj, što upućuje na egzogenost diskrecionih primarnih javnih rashoda u odnosu na diskrecione javne prihode.<sup>39</sup>

**Tabela 1.8: Grejndžerov test uzročnosti**

<b>Broj docnji</b>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>
<b>CAAG Grejndžer ne uzrokuje CAAR</b>	<b>0,005</b>	<b>0,006</b>	<b>0,004</b>	<b>0,12</b>
<b>CAAR Grejndžer ne uzrokuje CAAG</b>	<b>0,76</b>	<b>0,48</b>	<b>0,40</b>	<b>0,67</b>

Napomene: vrednosti u tabeli predstavljaju p-vrednosti F-testa iz jednačina (1.42) i (1.43). CAAR-diskrecioni javni prihodi; CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi.

<sup>38</sup> Blanchard & Perotti (2002) pretpostavljaju, takođe, da su i promene u diskrecionim javnim prihodima egzogene u odnosu na fundamentalne šokove iz makroekonomskog okruženja.

<sup>39</sup> Enders (2015, str.306) upozorava da testiranje uzročnosti u smislu Grejndžera nije isto što i testiranje egzogenosti. Pojam egzogenosti je širi u odnosu na pojam uzročnosti, s obzirom da pojam egzogenosti obuhvata međuzavisnost vremenskih serija od interesa i u tekućem kvartalu, dok Grejndžerov test uzročnosti uzima u obzir samo da li tekuće i istorijske vrednosti određene vremenske serije pomažu u predviđanju budućih vrednosti neke druge vremenske serije. Imajući u vidu limitiranost Grejndžerovog testa uzročnosti, u nastavku će biti predstavljene i dekompozicije varijansi grešaka predviđanja, čija konstrukcija po definiciji uzima u obzir informacije iz tekućeg kvartala, a čiji rezultati upućuju, takođe, na opravdanost pretpostavke o egzogenoj javnoj potrošnji.

Uzimajući u obzir rezultate Grejndžerovog testa uzročnosti iz tabele 1.8, polazna VAR specifikacija reda tri, VAR 01, sadrži vremenske serije za diskrecione primarne javne rashode (CAAG) i diskrecione javne prihode (CAAR). Ocenjeni VAR 01 model je stabilan, i zadovoljava dijagnostičke testove reziduala koji se odnose na autokorelaciju, heteroskedastičnost i normalnost.<sup>40</sup> Preko odgovarajućih veštačkih promenljivih obuhvaćeni su, takođe, određeni egzogeni uticaji koji utiču na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda. Preciznije, metodom običnih najmanjih kvadrata ocenjena je sledeća VAR 01 specifikacija

$$A_0 Y_t = \sum_{i=1}^3 A_i Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (1.44)$$

gde  $Y_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3$  označava kolona vektore endogenih promenljivih (CAAG i CAAR) dimenzija  $2 \times 1$ ,  $A_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3$  označava matrice koeficijenata dimenzija  $2 \times 2$  koje odgovaraju endogenim promenljivim,  $X_t$  označava kolona vektor egzogenih promenljivih (odsečak i veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva PDV, veštačka promenljiva MMF i veštačka promenljiva izbori) dimenzija  $5 \times 1$ ,  $B$  označava matricu koeficijenata dimenzija  $2 \times 5$  koja odgovara navedenim egzogenim promenljivim, dok  $\varepsilon_t$ , gde  $\varepsilon_t: N(\mathbf{0}, \Sigma_\varepsilon)$ , i  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \Sigma_\varepsilon = I_2$ , predstavlja kolona vektor međusobno nekorelisanih strukturnih inovacija dimenzija  $2 \times 1$  koji prati normalni raspored verovatnoće. Matrica  $A_0$ , koja meri zavisnost pomenutih endogenih promenljivih na tekućoj doznji, ima oblik donje trougaone matrice dobijene uz pomoć Holeskijeve rekurzivne faktorizacije i zadovoljava sledeću matričnu jednačinu

$$A_0 v_t = \varepsilon_t \quad (1.45)$$

gde  $v_t$  predstavlja kolona vektor redukovanih inovacija dimenzija  $2 \times 1$ . U matričnoj notaciji jednačina (1.45) se može zapisati kao

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{caag,t} \\ v_{caar,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{caag,t} \\ \varepsilon_{caar,t} \end{bmatrix} \quad (1.46)$$

<sup>40</sup> I ostale VAR specifikacije ocenjene u okviru ovog poglavlja teze zadovoljavaju uslov stabilnosti i dijagnostičke testove reziduala. Spisak svih ocenjenih VAR modela nalazi se u tabeli C1 u okviru Priloga C. Nalazi dijagnostičkih testova reziduala za sve ocenjene VAR specifikacije nalaze se u tabeli C2 u okviru Priloga C.

iz koje se može uočiti da inovacije u javnoj potrošnji utiču na inovacije u diskrecionim javnim prihodima, ali ne i obrnuto.

Izborni ciklus i „stand-by“ aranžmani sa MMF-om predstavljaju najznačajnije egzogene faktore koji utiču na kretanje diskrecionih primarnih javnih rashoda. Uticaj izbornog ciklusa se manifestuje preko predizbornih povećanja javne potrošnje u 2006Q4, 2007Q4 i 2012Q1 koja su, u proseku, iznosila između 3,5-4% BDP-a. Ovaj rezultat je konzistentan sa nalazima predstavljenim u Brender & Drazen (2005) koji su kvantifikovali uticaj izbornog ciklusa na kretanje budžetskog rezultata u slučaju panela ekonomija u razvoju između 1960. i 2001. godine. Implementacija „stand-by“ aranžmana sa MMF-om u periodima 2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1 i 2015Q1-2017Q3 uticala je, sa druge strane, na smanjenje učešća diskrecionih primarnih javnih rashoda u BDP-u za oko 1-1,5% BDP-a. Primena sporazuma sa MMF-om deluje, dakle, u pravcu poštovanja nacionalnih fiskalnih pravila, kao i u pravcu poštovanja fiskalnih pravila na nivou EU.<sup>41</sup> Smanjenje javne potrošnje usled sprovođenja sporazuma sa MMF-om je, takođe, na liniji preporuka izloženih u Frankel (2012). Frankel (2012) se zalaže za formiranje fiskalnih rezervi u periodima privredne ekspanzije, kao i za eliminisanje prociklične fiskalne politike u zemljama u razvoju preko budžetiranja nominalne javne potrošnje čiji rast ne sme biti veći od stope rasta trend BDP-a.

Konačno, od egzogenih diskrecionih mera na prihodnoj strani budžeta, od posebnog je značaja uvođenje poreza na dodatu vrednost (PDV) početkom 2005. godine. Veštačka promenljiva PDV kvantifikuje jednokratno povećanje učešća javnih prihoda u BDP-u od oko 1,5-2,0% BDP-a usled uvođenja PDV-a u sistem javnih finansija Republike Srbije.<sup>42</sup>

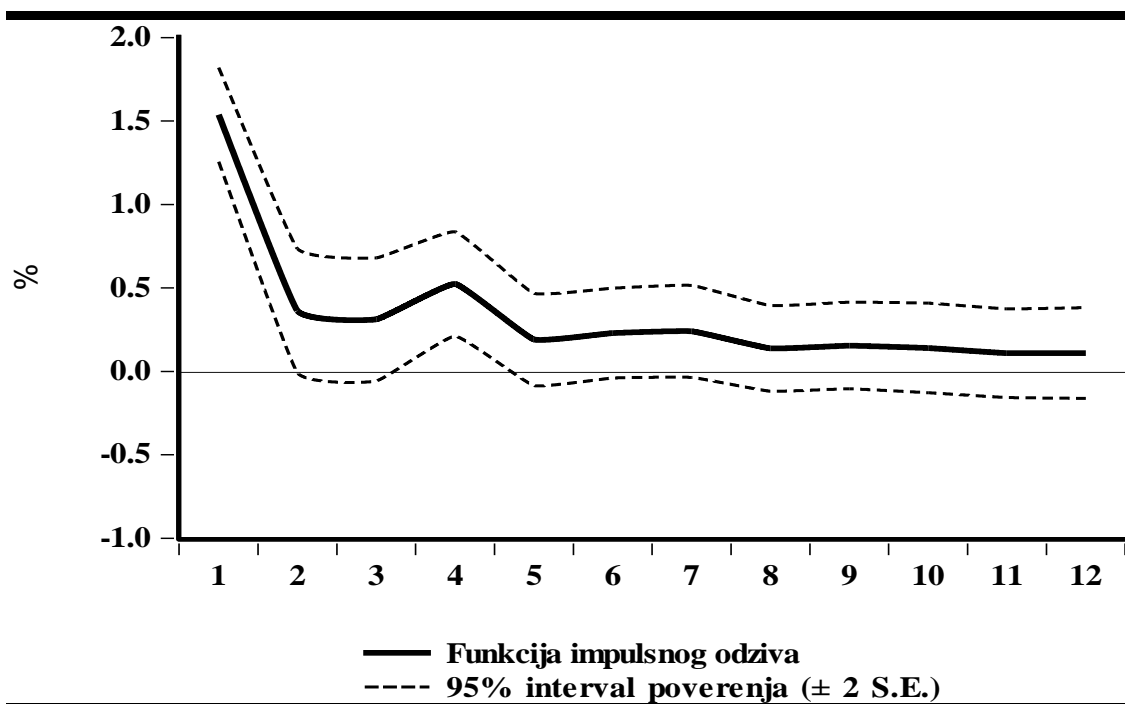
---

<sup>41</sup> Nacionalna fiskalna pravila podrazumevaju da ciljni godišnji fiskalni deficit u srednjem roku ne sme biti veći od 1% BDP-a, kao i da učešće javnog duga u BDP-u ne sme biti veće od 45%. Fiskalna pravila na nivou EU podrazumevaju da ciklično prilagođeni fiskalni deficit ne sme biti veći od 0,5% BDP-a.

<sup>42</sup> Veštačka promenljiva kriza, koja uzima vrednost 1 u kvartalima 2008Q4-2017Q3, nema statistički značajan uticaj na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda, najverovatnije zbog toga što su efekti krize na pomenute fiskalne agregate već obuhvaćeni: 1) isključivanjem uticaja proizvodnog i apsorpcionog ciklusa iz varijacija primarnih javnih rashoda i javnih prihoda; 2) uvođenjem veštačke promenljive MMF. Izostavljanje irelevantne veštačke promenljive kriza iz VAR 01 modela, kao i iz ostalih VAR specifikacija u okviru ove doktorske disertacije, nema uticaja na oblik i statističku značajnost ocenjenih funkcija impulsnog odziva.



Slika 1.10 prikazuje reakciju diskrecionih primarnih javnih rashoda na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 01 modela. S obzirom da programi fiskalne konsolidacije u proseku traju 3 godine, na horizontalnoj osi je predstavljeno 12 kvartala nakon inicijalnog šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima. Na vertikalnoj osi punom linijom je predstavljena reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda, dok isprekidane linije predstavljaju 95% intervale poverenja.

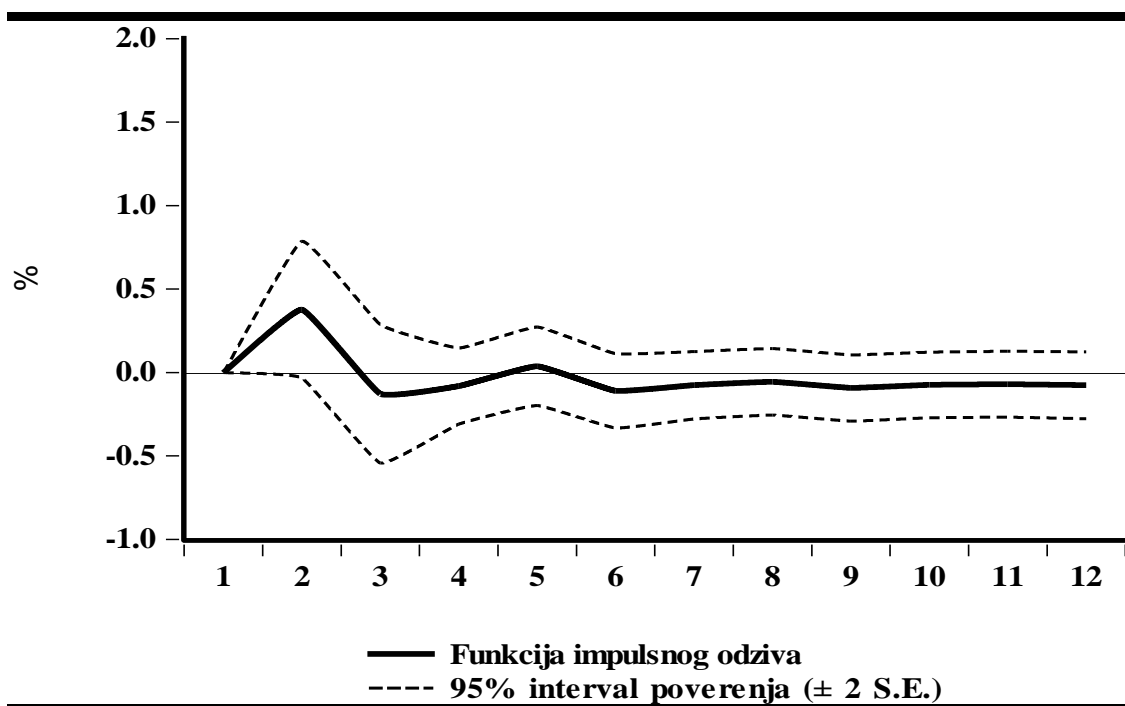


**Slika 1.10: VAR 01-Reakcija rashoda na 1 S.D. Holeski šok u rashodima**

Reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda nakon inicijalnog šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima iznosi oko 1,5% BDP-a. U kvartalu nakon inicijalnog šoka dolazi do snažnog pada reakcije diskrecionih primarnih javnih rashoda na oko 0,4% BDP-a. Iako reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda ostaje pozitivna duž čitavog horizonta od 12 kvartala, statistička značajnost pomenute reakcije nestaje nakon isteka perioda od godinu dana. Kumulativna reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda za period od prva četiri kvartala nakon inicijalnog šoka iznosi oko 2,7% BDP-a.

Slika 1.11 prikazuje reakciju diskrecionih primarnih javnih rashoda na Holeski šok u diskrecionim javnim prihodima u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 01 modela.

Na horizontalnoj osi je predstavljeno 12 kvartala nakon inicijalnog šoka u diskrecionim javnim приходima, dok vertikalna osa predstavlja reakciju diskrecionih primarnih javnih rashoda zajedno sa 95% intervalima poverenja.

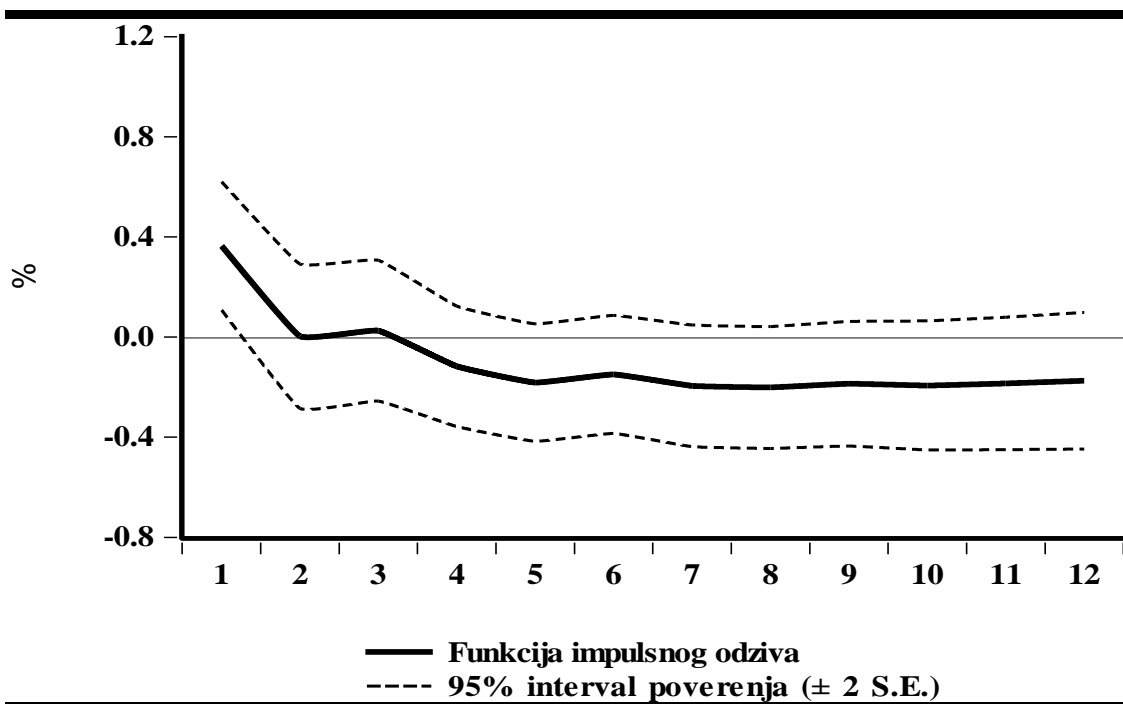


**Slika 1.11: VAR 01-Reakcija rashoda na 1 S.D. Holeski šok u приходima**

Reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda kvartal nakon inicijalnog šoka u diskrecionim javnim приходima iznosi oko 0,4% BDP-a, i daleko je od statističke značajnosti čak i na nivou od 10%. U kvartalu nakon inicijalnog šoka, reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda postaje negativna, ali ocenjeni impulsni odziv je i dalje statistički neznačajan. Reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda ostaje negativna, sa vrednostima jako bliskim nuli, i statistički neznačajna duž čitavog horizonta od 12 kvartala. Opisana reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda, imajući u vidu njenu ekonomsku i statističku značajnost, konzistentna je sa hipotezom o institucionalnoj separaciji, jer empirijski dokazi upućuju da je putem kontrole diskrecionih javnih prihoda nemoguće izvršiti uticaj na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda.

Slika 1.12 prikazuje reakciju diskrecionih javnih prihoda na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 01 modela.

Horizontalna osa meri 12 kvartala nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima, dok vertikalna osa meri reakciju diskrecionih javnih prihoda, zajedno sa 95% intervalima poverenja.

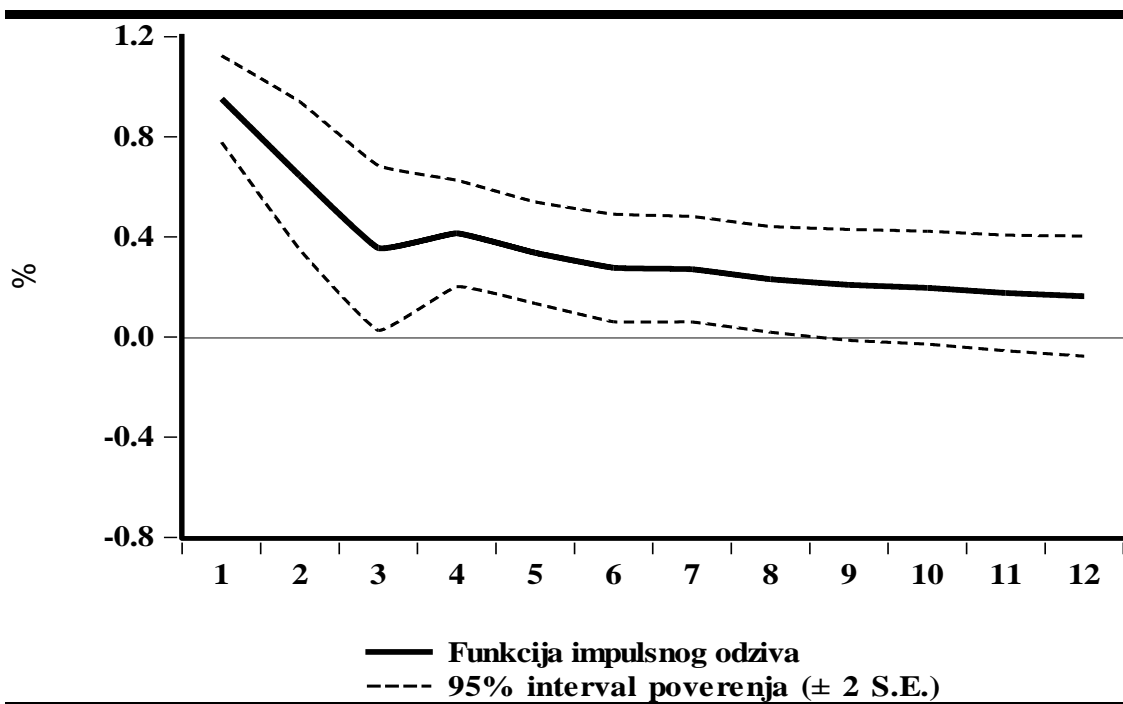


**Slika 1.12: VAR 01-Reakcija prihoda na 1 S.D. Holeski šok u rashodima**

Reakcija diskrecionih javnih prihoda nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima iznosi oko 0,4% BDP-a, i statistički je značajna na nivou od 5%. U narednom kvartalu iščezava ekonomsko-statistička značajnost reakcije diskrecionih javnih prihoda. Godinu dana nakon šoka, reakcija diskrecionih javnih prihoda postaje negativna, ali ocenjena reakcija je i dalje statistički neznačajna na nivou od 5%. Reakcija diskrecionih javnih prihoda ostaje negativna i statistički neznačajna do kraja 12 kvartala. Putanja reakcije diskrecionih javnih prihoda odgovara hipotezi o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti, ali odsustvo statističke značajnosti ocenjene reakcije upućuje, ipak, na relevantnost hipoteze o institucionalnoj separaciji. Empirijski dokazi ukazuju, dakle, da se putem diskrecionih promena na strani primarnih javnih rashoda ne može kontrolisati prihodna strana budžeta.

Slika 1.13 prikazuje reakciju diskrecionih javnih prihoda na Holeski šok u diskrecionim javnim приходima u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 01 modela. Na

horizontalnoj osi je opet predstavljeno 12 kvartala nakon šoka u diskrecionim javnim prihodima. Na vertikalnoj osi je predstavljena reakcija diskrecionih javnih prihoda sa 95% intervalima poverenja.



**Slika 1.13: VAR 01-Reakcija prihoda na 1 S.D. Holeski šok u prihodima**

Reakcija diskrecionih javnih prihoda nakon inicijalnog šoka u diskrecionim javnim prihodima iznosi oko 1% BDP-a, i statistički je značajna na nivou značajnosti od 1%. Reakcija diskrecionih javnih prihoda ostaje iznad nule u sve tri godine, a statističku značajnost gubi tek nakon isteka 9 kvartala, što upućuje na relativno višu perzistentnost prihodnog impulsnog odziva u odnosu na rashodni impulsnog odziv nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima sa slike 1.10. Kumulativna reakcija diskrecionih javnih prihoda za prvih devet kvartala iznosi oko 3,7% BDP-a.

Sprovedena analiza funkcija impulsnog odziva upućuje da hipoteza o institucionalnoj separaciji najbolje opisuje dinamičku uzročnu-posledičnu vezu između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Opisano kretanje reakcije diskrecionih javnih prihoda nakon šoka u diskrecionim javnim prihodima pokazuje da se diskrecionim povećanjem javnih prihoda budžetski deficit može smanjiti za 1 procentni poen više u odnosu na sprovođenje mera

koje imaju za cilj smanjenje javne potrošnje, ali je zato potrebno da diskrecione mere povećanja poreza budu na snazi godinu dana duže u odnosu na mere smanjenja javne potrošnje.

Blanchard & Perotti (2002) negiraju da postoji čvrst teorijski osnov po kome su diskrecioni primarni javni rashodi egzogeni u odnosu na diskrecione javne prihode na kvartalnom nivou. Ovi autori pokazuju da se impulsni odziv BDP-a u SAD-u nakon II svetskog rata ne menja ukoliko se pođe od pretpostavke da su diskrecioni javni prihodi egzogeni u odnosu na diskrecione primarne javne rashode na kvartalnom nivou.

Polazeći od argumentacije izložene u Blanchard & Perotti (2002), a sa ciljem da se testira robustnost rezultata iz VAR 01 modela, ocenjena je VAR 02 specifikacija koja se od VAR 01 specifikacije razlikuje samo po tome što pretpostavlja da su diskrecioni javni prihodi egzogeni u odnosu na diskrecione primarne javne rashode na kvartalnom nivou. Preciznije, ocenjena je sledeća rekurzivna Holeskijeva dekompozicija

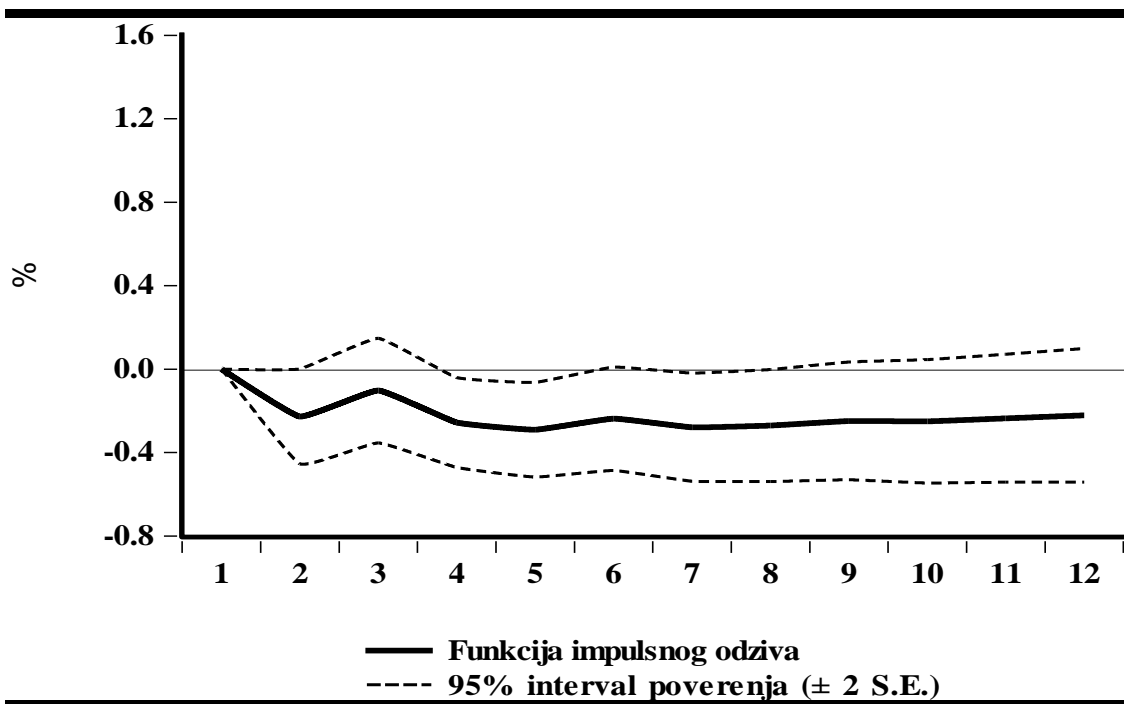
$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{caar,t} \\ v_{caag,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{caar,t} \\ \varepsilon_{caag,t} \end{bmatrix} \quad (1.47)$$

iz koje se može uočiti da diskrecioni javni prihodi utiču na diskrecione primarne javne rashode na kvartalnom nivou, ali ne i obrnuto. Izračunate vrednosti funkcija impulsnog odziva su gotovo identične onima koje proizilaze iz ocenjenog VAR 01 modela, osim u slučaju reakcije diskrecionih javnih prihoda na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije.<sup>43</sup>

Slika 1.14 prikazuje reakciju diskrecionih javnih prihoda na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 02 modela. Horizontalna osa meri 12 kvartala nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim

<sup>43</sup> Blanchard & Perotti (2002, str.1336, 1342) navode da je robustnost impulsnog odziva BDP-a u slučaju SAD-a posledica zanemarljive korelacije između redukovanih diskrecionih fiskalnih inovacija na kvartalnom nivou ( $\rho = -0,09$ ). Koeficijent korelacije između redukovanih diskrecionih fiskalnih inovacija iz VAR 01 specifikacije iznosi 0,36 ( $p=0,004$ ). Kilian (2011, str.7) objašnjava da statistički značajna korelacija između redukovanih inovacija na tekućoj doznji dovodi do različitih vrednosti ocenjenih funkcija impulsnog odziva prilikom variranja redosleda promenljivih u okviru rekurzivne Holeskijeve dekompozicije, usled različito definisanih šema ortogonalizacije redukovanih inovacija.

rashodima, dok vertikalna osa meri reakciju diskrecionih javnih prihoda, zajedno sa 95% intervalima poverenja.



**Slika 1.14: VAR 02-Reakcija prihoda na 1 S.D. Holeski šok u rashodima**

Reakcija diskrecionih javnih prihoda postaje negativna kvartal nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima, i iznosi oko 0,2% BDP-a. Reakcija ostaje u negativnoj teritoriji duž čitavog horizonta od 12 kvartala ne prelazeći učešće od 0,2-0,3% BDP-a po apsolutnoj vrednosti. Negativni impulsni odziv diskrecionih javnih prihoda nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima statistički je značajan na nivou značajnosti od 10% u svim kvartalima osim poslednjeg. Putanja i statistička značajnost reakcije diskrecionih javnih prihoda u skladu je sa hipotezom o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti, po kojoj su za formiranje budžetske neravnoteže odgovorne diskrecione mere na obe strane republičkog budžeta.

Dok ocenjene funkcije impulsnog odziva iz VAR 01 modela, prikazane na slikama 1.10, 1.11, 1.12 i 1.13, daju empirijsku potporu hipotezi o institucionalnoj separaciji, funkcija impulsnog odziva iz VAR 02 modela, prikazana na slici 1.14, daje empirijsku potporu hipotezi o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti. U cilju razlučivanja koja od dve pomenute hipoteze tačnije opisuje dinamičku uzročno-posledičnu vezu između

diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda, dalja analiza u okviru ovog poglavlja nastavljena je u dva pravca: 1) izračunate su dekompozicije varijansi grešaka predviđanja iz VAR 01 i VAR 02 modela sa ciljem da se utvrdi relativni značaj šokova u diskrecionim primarnim javnim rashodima i diskrecionim javnim приходima nezavisno od pretpostavljene egzogenosti između pomenutih fiskalnih agregata na kvartalnom nivou; 2) ocenjen je VAR 03 model koji pored diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda uključuje i apsorpcioni jaz sa ciljem da se obuhvati uticaj relevantne izostavljene objašnjavajuće promenljive na dinamiku fiskalnih agregata od interesa.

Tabela 1.9 predstavlja rezultate izračunatih dekompozicija varijansi grešaka predviđanja iz VAR 01 modela. Prva kolona prikazuje učešće diskrecionih šokova u javnim приходima u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih primarnih javnih rashoda. Druga kolona prikazuje učešće diskrecionih šokova u primarnim javnim rashodima u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih javnih prihoda. Analiza se, kao i u slučaju funkcija impulsnog odziva, odnosi na period od 12 kvartala.

Iz rezultata predstavljenih u tabeli 1.9 moguće je izvući dva zaključka. Prvo, šokovi u diskrecionim primarnim javnim rashodima imaju relativno veći značaj u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih javnih prihoda u poređenju sa značajem diskrecionih šokova u javnim приходima u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih primarnih javnih rashoda. Drugo, izračunata dekompozicija varijanse greške predviđanja diskrecionih javnih prihoda iz druge kolone tabele 1 je statistički značajna od petog kvartala, što nije slučaj sa dekompozicijom varijanse greške predviđanja diskrecionih primarnih javnih rashoda iz prve kolone tabele 1. Rezultati prikazani u tabeli 1.9 upućuju, dakle, na relativno veći značaj šokova u diskrecionim primarnim javnim rashodima, tj., upućuju na egzogenost javne potrošnje, a samim tim i na relevantnost hipoteze o institucionalnoj separaciji.

Tabela 1.10 predstavlja rezultate dekompozicija varijansi grešaka predviđanja iz VAR 02 modela koje imaju za cilj da ispituju relativni značaj diskrecionih šokova u primarnim javnim rashodima i javnim приходima polazeći od pretpostavke da su diskrecioni javni prihodi egzogeni u odnosu na diskrecione primarne javne rashode na kvartalnom nivou.

**Tabela 1.9: VAR 01-Dekompozicija varijanse greške predviđanja**

<b>HORIZONT PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>% CAAR u VARIJABILITETU CAAG</b>	<b>% CAAG u VARIJABILITETU CAAR</b>
<b>1</b>	<b>0,00</b> (0,00)	<b>12,77</b> (7,63)
<b>2</b>	<b>5,36</b> (5,26)	<b>9,12</b> (6,17)
<b>3</b>	<b>5,73</b> (5,29)	<b>8,43</b> (6,12)
<b>4</b>	<b>5,42</b> (4,92)	<b>8,32</b> (5,47)
<b>5</b>	<b>5,40</b> (5,10)	<b>9,42</b> (5,44)
<b>6</b>	<b>5,68</b> (5,21)	<b>10,07</b> (5,81)
<b>7</b>	<b>5,75</b> (5,19)	<b>11,33</b> (6,46)
<b>8</b>	<b>5,81</b> (5,26)	<b>12,69</b> (7,21)
<b>9</b>	<b>6,02</b> (5,39)	<b>13,78</b> (7,92)
<b>10</b>	<b>6,14</b> (5,49)	<b>14,91</b> (8,62)
<b>11</b>	<b>6,26</b> (5,63)	<b>15,92</b> (9,27)
<b>12</b>	<b>6,41</b> (5,79)	<b>16,78</b> (9,85)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 01 modela: CAAG→CAAR. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi.



**Tabela 1.10: VAR 02-Dekompozicija varijanse greške predviđanja**

<b>HORIZONT PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>% CAAR u VARIJABILITETU CAAG</b>	<b>% CAAG u VARIJABILITETU CAAR</b>
<b>1</b>	<b>12,77</b> (7,71)	<b>0,00</b> (0,00)
<b>2</b>	<b>20,22</b> (9,44)	<b>3,55</b> (3,51)
<b>3</b>	<b>19,39</b> (9,18)	<b>3,93</b> (4,12)
<b>4</b>	<b>18,00</b> (8,92)	<b>7,26</b> (5,15)
<b>5</b>	<b>18,12</b> (9,10)	<b>11,12</b> (7,02)
<b>6</b>	<b>17,76</b> (9,00)	<b>13,40</b> (8,37)
<b>7</b>	<b>17,41</b> (8,93)	<b>16,37</b> (9,73)
<b>8</b>	<b>17,29</b> (8,91)	<b>18,98</b> (10,97)
<b>9</b>	<b>17,15</b> (8,85)	<b>21,03</b> (12,00)
<b>10</b>	<b>17,04</b> (8,80)	<b>23,01</b> (12,92)
<b>11</b>	<b>16,97</b> (8,77)	<b>24,68</b> (13,74)
<b>12</b>	<b>16,91</b> (8,73)	<b>26,09</b> (14,46)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 02 modela: CAAR→CAAG. CAAR-diskrecioni javni prihodi; CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi.

Iz rezultata predstavljenih u tabeli 1.10 moguće je izvući dva zaključka. Prvo, šokovi u diskrecionim primarnim javnim rashodima, bar od osmog kvartala, opet imaju relativno veći značaj u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih javnih prihoda u poređenju sa značajem diskrecionih šokova u javnim приходima u objašnjavanju varijabiliteta diskrecionih primarnih javnih rashoda. Drugo, obe dekompozicije standardne greške predviđanja su statistički značajne. Rezultati prikazani u tabeli 1.10 potvrđuju, dakle, relativno veći značaj diskrecionih šokova na strani primarnih javnih rashoda, iako VAR 02 model polazi od pretpostavke o egzogenim diskrecionim javnim приходima.

Izračunata funkcija impulsnog odziva iz VAR 02 modela prikazana na slici 1.14 upućuje da diskrecioni šok u primarnim javnim rashodima vodi u pravcu statistički značajnih diskrecionih smanjenja javnih prihoda. Ovako ocenjena funkcija impulsnog odziva može nastati, međutim, kao posledica izostavljanja relevantne objašnjavajuće promenljive, jer se u okviru ocenjenog VAR 02 modela ne uzima u obzir uticaj apsorpcionog ciklusa i spoljne neravnoteže na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda.

Tornell & Lane (1999) argumentuju da priliv inostranog kapitala u zemlje u razvoju, usled politički i ekonomski motivisanih međunarodnih integracija, dovodi do sprovođenja prociklične fiskalne politike. Relevantna su dva transmisiona mehanizma preko kojih eksterni priliv kapitala dovodi do indukovanja prociklične fiskalne politike: 1) priliv kapitala dovodi do aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa, rasta cena dobara i usluga koje ne podležu međunarodnoj razmeni, ekspanzije sektora nerazmenljivih roba i usluga, i posledičnog rasta cikličnih indirektnih javnih prihoda; 2) priliv kapitala dovodi do rasta nivoa i volatilnosti lične potrošnje, rasta nivoa i volatilnosti poreske osnovice, i posledičnog rasta cikličnih indirektnih javnih prihoda. Rast cikličnih indirektnih prihoda po osnovu oba opisana transmisiona mehanizma može da dovede do rasta strukturnog fiskalnog deficita kroz diskreciona povećanja javne potrošnje i diskreciona smanjenja opštih prosečnih poreskih stopa. Veći strukturni fiskalni deficit, sa određenom docnjom, zatim povratno deluje na dalje produbljivanje apsorpcionog ciklusa i spoljne neravnoteže, i to usled: 1) dalje aprecijacije realnog kursa zbog viših kamatnih stopa na državne obveznice javnog duga usled povećane tražnje za izvorima finansiranja strukturnog fiskalnog deficita; 2) preliivanja rasta javne

potrošnje na ličnu potrošnju, što dovodi do posledičnog rasta uvoza i spoljnotrgovinskog deficita.

Opisani transmisioni mehanizam preliivanja eksterne na budžetsku neravnotežu nalazi svoju potvrdu u mnogobrojnim radovima koji se bave karakterom fiskalne politike u odnosu na ciklične privredne fluktuacije od kojih je, pored pomenute studije Tornell & Lane-a (1999), značajno još pomenuti i rad Talvi-a & Vegh-a iz 2005. godine (Talvi & Vegh, 2005), kao i studiju Alberta Alesine sa saradnicima iz 2008. godine (Alesina et al., 2008), a sve sa ciljem daljeg motivisanja obuhvata eksterne neravnoteže putem jaza apsorpcije na budžetsku dinamiku u okviru VAR 03 modela.

Talvi & Vegh (2005) identifikuju prociklični karakter fiskalne politike u čak 56 zemalja u razvoju. Kao osnovni uzrok prociklične fiskalne politike, Talvi & Vegh (2005) navode diskrecione mere koje se sprovode u fazama privredne ekspanzije. Tako, na primer, Talvi & Vegh (2005) nalaze dokaze konzistentne sa efektom proždrljivosti (eng. voracity effect), definisanom u Tornell & Lane (1999), po kome eksterni apsorpcioni šok, putem mehanizama fiskalno-socijalne redistribucije, dovodi do iznad proporcionalnog trajnog rasta u javnim rashodima, pre svega kroz povećanja plata, penzija i javnih investicija, dok je povećanje prihoda ciklično, tj., privremeno.

Talvi & Vegh (2005) dokumentuju, takođe, da je varijabilitet poreske osnovice u zemljama u razvoju 2-4 puta veći nego u grupi G-7 ekonomija. Prociklične fiskalne mere u fazama privredne ekspanzije indukuju dodatnu volatilnost u ponašanje lične potrošnje, a samim tim povećavaju i volatilnost indirektnih poreskih prihoda. Fluktuacije u poreskoj osnovici indirektnih prihoda, koje u zemljama u razvoju čine i do 50% ukupnih javnih prihoda, rađaju političke pritiske koji imaju za cilj preraspodelu dohotka kroz sisteme socijalnog, zdravstvenog i penzionog osiguranja. U zemljama u razvoju, koje karakterišu nestabilne i korumpirane političko-ekonomske institucije, pojedine interesne grupe (krupni kapital, lokalne samouprave, sindikati itd.) koriste formalne i neformalne kanale uticaja za apropijaciju renti (eng. rent-seeking) nastalih kao posledica eksternog šoka. U ovom kontekstu, zanimljiv je, takođe, rezultat izložen u Alesina et al. (2008) koji, donekle neintuitivno, pokazuje da u zemljama u razvoju može da se javi dodatni podsticaj procikličnim merama fiskalne politike: racionalni birači,

preko izbornog mehanizma, zahtevaju povećanje javne potrošnje i poreska oslobađanja, jer racionalno anticipiraju da će dodatna fiskalna sredstva u suprotnom biti potrošena od strane različitih interesnih grupa.

Imajući u vidu izložene transmisione mehanizme preliivanja eksterne na budžetsku neravnotežu, ocenjen je VAR 03 model koji sadrži po četiri docnje diskrecionih javnih prihoda, diskrecionih primarnih javnih rashoda i apsorpcionog jaza. Kao egzogene promenljive u VAR 03 modelu opet figuriraju odsečak i veštačke promenljive koje obuhvataju uticaj svetske ekonomske krize (veštačka promenljiva kriza), efekat uvođenja PDV-a (veštačka promenljiva PDV), implementaciju „stand-by“ aranžmana sa MMF-om (veštačka promenljiva MMF) i uticaj izbornog političkog ciklusa (veštačka promenljiva izbori). Identifikaciona rekurzivna Holeskijeva dekompozicija [CAAR→CAAG→AGAP] podrazumeva da diskrecioni javni prihodi i diskrecioni primarni javni rashodi ne reaguju na apsorpcione šokove na kvartalnom nivou, već sa docnjom od jednog kvartala, slično kao u Blanchard & Perotti (2002). Upotreba apsorpcionog jaza je opravdana, ne samo sa stanovišta obuhvatanja uticaja eksternih neravnoteža, već i sa stanovišta da u privredama kao što je srpska uticaj fiskalne politike funkcioniše preko uticaja na apsorpcioni, a ne poslovni, ciklus usled malih vrednosti fiskalnih multiplikatora (Ilzetzki et al, 2010). Konačno, egzogenost diskrecionih javnih prihoda u odnosu na diskrecione primarne javne rashode na kvartalnom nivou potiče iz Holeskijeve dekompozicije VAR 02 modela čija se opravdanost sada testira u okviru šireg VAR 03 sistema.<sup>44</sup> VAR 03 model, ocenjen metodom običnih najmanjih kvadrata, ima sledeću matematičku reprezentaciju

$$A_0 Y_t = \sum_{i=1}^4 A_i Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (1.48)$$

gde  $Y_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3,4$  označava kolona vektore endogenih promenljivih (CAAR, CAAG i AGAP) dimenzija  $3 \times 1$ ,  $A_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3,4$  označava matrice koeficijenata dimenzija  $3 \times 3$  koje odgovaraju endogenim promenljivim,  $X_t$  označava kolona vektor egzogenih promenljivih (odsečak, veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva PDV,

<sup>44</sup> Ova pretpostavka je, takođe, bliska teorijskim doprinosima iz Tornell & Lane (1999), Talvi & Vegh (2005) i Alesina et al. (2008), jer može biti konzistentna sa koruptivnom apropiacijom renti u okviru javnog sektora-rast diskrecionih javnih prihoda dovodi do diskrecionog rasta neproduktivnih kategorija javne potrošnje, i posledičnog rasta budžetskog deficita.

veštačka promenljiva MMF i veštačka promenljiva izbori) dimenzija  $5 \times 1$ ,  $B$  označava matricu koeficijenata dimenzija  $3 \times 5$  koja odgovara navedenim egzogenim promenljivim, dok  $\varepsilon_t$ , gde  $\varepsilon_t: N(\mathbf{0}, \Sigma_\varepsilon)$ , i  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \Sigma_\varepsilon = I_3$ , predstavlja kolona vektor međusobno nekorelisanih strukturnih inovacija dimenzija  $3 \times 1$  koji prati normalni raspored verovatnoće.

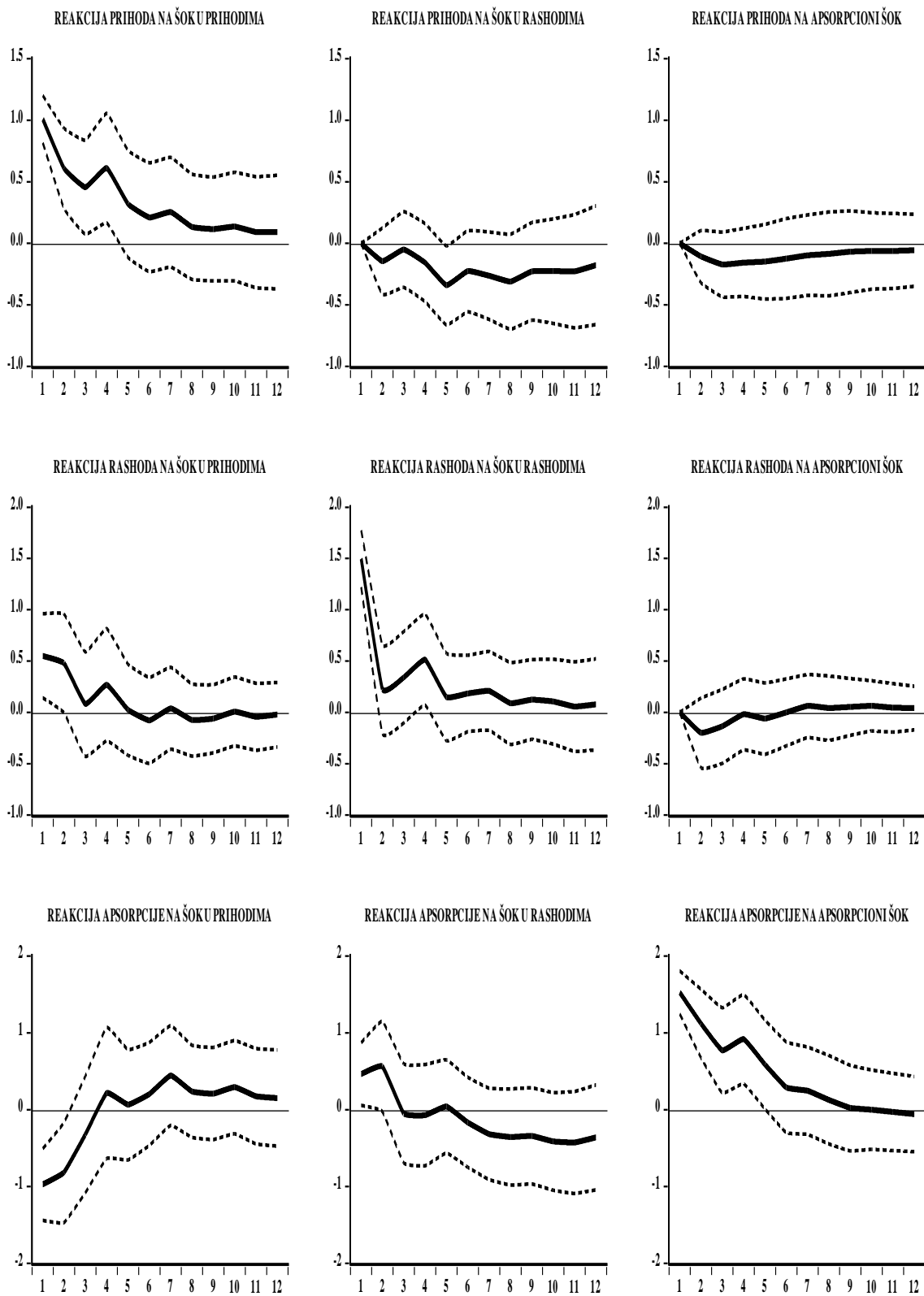
Slika 1.15 prikazuje funkcije impulsnog odziva iz VAR 03 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja duž horizonta od 12 kvartala. Prvi red prikazuje funkcije impulsnog odziva za diskrecione javne prihode; drugi red prikazuje funkcije impulsnog odziva za diskrecione primarne javne rashode; treći red prikazuje funkcije impulsnog odziva za apsorpcioni jaz. Prva kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u diskrecionim javnim prihodima u visini od 1 standardne devijacije; druga kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije; treća kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u apsorpcionom jazu u visini od 1 standardne devijacije.

Cilj analize funkcija impulsnog odziva iz VAR 03 modela jeste da razluči da li je za formiranje budžetske neravnoteže u Republici Srbiji nakon 2000. godine relevantnija hipoteza o institucionalnoj separaciji ili hipoteza o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti. Od interesa je, stoga, da se prevashodno obrati pažnja na reakciju diskrecionih javnih prihoda na šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima (grafikon u preseku prvog reda i druge kolone na slici 1.15).<sup>45</sup>

Reakcija diskrecionih javnih prihoda postaje negativna kvartal nakon šoka u diskrecionim primarnim javnim rashodima, i iznosi oko 0,15% BDP-a. Reakcija ostaje u negativnoj teritoriji duž čitavog horizonta od 12 kvartala ne prelazeći učešće od 0,3% BDP-a po apsolutnoj vrednosti. Negativna reakcija diskrecionih javnih prihoda na šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima nije statistički značajna, međutim, na nivou od 10 % ni u jednom od kvartala u analiziranom periodu od 3 godine. Na osnovu visine ocenjene reakcije diskrecionih javnih prihoda, kao i njene statističke značajnosti, može

<sup>45</sup> Ostale funkcije impulsnog odziva iz VAR 03 modela sa slike 1.15 koje se odnose na dinamičku uzročno-posledičnu vezu između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda ne razlikuju se po svojim ekonomsko-statističkim svojstvima od onih iz VAR 01 i VAR 02 modela.

REAKCIJE (%) NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 1.15: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 03 modela

se zaključiti da je hipoteza o institucionalnoj separaciji relevantnija za formiranje budžetske neravnoteže u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine u odnosu na hipotezu o zajedničkoj fiskalnoj neodgovornosti.

### 1.3 Diskusija rezultata

Analiza funkcija impulsnog odziva iz VAR 01, VAR 02 i VAR 03 modela upućuje, dakle, da ne postoji dinamička uzročno-posledična veza između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda budžeta Republike Srbije, imajući u vidu relativno kratak i netipičan uzorak koji je predmet analize ove doktorske disertacije.

**Tabela 1.11: Unakrsni korelogram: CAAR & CAAG**

HORIZONT PREDVIĐANJA (i)	$\rho_{caar,caag (+i)}$	$\rho_{caag,caar (+i)}$
1	0,37**	0,36**
2	0,24**	0,27**
3	0,18	0,14
4	0,09	0,03
5	0,15	0,05
6	0,21	0,02
7	0,24**	0,00
8	0,24**	0,02
9	0,22	-0,05
10	0,27**	-0,10
11	0,26**	-0,10
12	0,24**	-0,16

Napomene: \*\*5% nivo značajnosti. Granice intervala poverenja uz verovatnoću od 95% izračunate na osnovu formule  $\pm 2/\sqrt{T}$ , gde T predstavlja veličinu uzorka.

Rezultat o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta Republike Srbije delimično je podržan i analizom unakrsnog korelograma između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda iz tabele 1.11. Prva kolona u tabeli 1.11 pokazuje vrednosti za unakrsni koeficijent korelacije između tekućih vrednosti diskrecionih javnih prihoda i projektovanih vrednosti diskrecionih primarnih javnih rashoda. Druga kolona u tabeli 1.11 pokazuje vrednosti za unakrsni koeficijent korelacije između tekućih vrednosti diskrecionih primarnih javnih rashoda i projektovanih vrednosti diskrecionih javnih prihoda. Iz analize unakrsnih koeficijenata korelacije iz tabele 1.11 može se zaključiti da ocenjeni VAR modeli iz ovog poglavlja teze uspevaju da reprodukuju vrednosti unakrsnog korelograma iz druge kolone tabele 1.11, ali da to nije slučaj sa vrednostima unakrsnog korelograma iz prve kolone tabele 1.11 koja upućuje na pozitivnu, statistički značajnu, korelaciju između tekućih vrednosti diskrecionih javnih prihoda i projektovanih vrednosti diskrecionih primarnih javnih rashoda.

Statistički značajna pozitivna unakrsna korelacija između tekućih vrednosti diskrecionih javnih prihoda i projektovanih vrednosti diskrecionih primarnih javnih rashoda upućuje na potencijalnu relevantnost Fridmanove oporezuj-troši hipoteze po kojoj se diskrecionim merama na strani javnih prihoda može uticati na dinamiku primarnih javnih rashoda. Činjenica da do sada ocenjeni VAR modeli ne uspevaju da daju strukturnu interpretaciju pomenutoj unakrsnoj korelaciji između tekućih vrednosti diskrecionih javnih prihoda i projektovanih vrednosti diskrecionih primarnih javnih rashoda upućuje na potencijalnu grešku specifikacije prilikom definisanja respektivnih VAR specifikacija. Moguće uzroke za pojavu greške specifikacije kod pomenutih VAR modela treba tražiti u njihovom neadekvatnom obuhvatanju eksterne neravnoteže kroz upotrebu apsorpcionog jaza. U narednom poglavlju, akcenat je, stoga, stavljen na proširivanje osnovne VAR 01 specifikacije uključivanjem spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga u ekonometrijsku analizu. Poglavlje II tako sadrži homogen skup od ukupno 6 ocenjenih VAR specifikacija koje imaju za cilj da modeliraju uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga, uzimajući u obzir odgovarajuće transmisione mehanizme. Rezultati VAR modela koji su ocenjeni u II poglavlju od interesa su i za rezultate ovog poglavlja-kao što će čitalac moći da se uveri, relevantnost hipoteze o



institucionalnoj separaciji ostaje potvrđena samo u specifikacijama koje opisuju transmisione mehanizme preko realnog i nominalnog deviznog kursa, dok VAR specifikacije koje opisuju ostale transmisione mehanizme prednost daju Fridmanovoj oporezuj-troši hipotezi.

## **II Fiskalna politika i spoljna ravnoteža u Republici Srbiji**

### **Uvodna razmatranja**

Predmet analize ovog poglavlja teze jeste ispitivanje dinamičke uzročno-posledične veze između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda sa jedne, i spoljnotrgovinskog bilansa (neto izvoza) roba i usluga sa druge strane u slučaju Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Glavni doprinos ovog poglavlja leži u kvantifikaciji uticaja diskrecionih mera fiskalne politike na formiranje i dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Značaj davanja odgovora na ovo, drugo istraživačko pitanje, leži u identifikovanju transmisionih mehanizama putem kojih se budžetska neravnoteža preliva na spoljnu neravnotežu Republike Srbije nakon političkih promena sa kraja 2000. godine.

Osnovni rezultati drugog poglavlja teze su: 1) neanticipirani rast javne potrošnje i diskrecionih javnih prihoda dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga; 2) pozitivni šokovi u javnoj potrošnji imaju kvantitativno snažniji uticaj na kretanje realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa (aprecijacija) u odnosu na pozitivne inovacije u diskrecionim javnim prihodima (deprecijacija), što implicira da fiskalna politika utiče na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko aprecijacije realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa; 3) transmisioni mehanizam koji funkcioniše preko odnosa domaćih i stranih cena nije se pokazao empirijski relevantnim u objašnjavanju varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga; 4) izdaci za ličnu potrošnju domaćinstava nemaju, takođe, statistički značajan uticaj na kretanje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga; 5) pozitivni šokovi u diskrecionim javnim prihodima imaju kvantitativno snažniji uticaj na kretanje privatne štednje domaćinstava (smanjenje) u odnosu na pozitivne inovacije u javnoj potrošnji (povećanje), što implicira da fiskalna politika utiče na smanjenje spoljnotrgovinskog

bilansa roba i usluga preko smanjenja privatne štednje domaćinstava; i 6) pozitivni šokovi u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima dovode do povećanja bruto investicija u osnovne fondove, čije se povećanje zatim prelijeva na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga.

Ocenjene VAR specifikacije u okviru ovog poglavlja teze samo delimično podržavaju hipotezu o institucionalnoj separaciji prihodne i rashodne strane republičkog budžeta koja je identifikovana u okviru prvog poglavlja teze. Konkretnije, samo one VAR specifikacije koje ispituju transmisione mehanizme preko realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa idu u prilog hipotezi o institucionalnoj separaciji u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Ocenjene VAR specifikacije koje ispituju ostale transmisione mehanizme u saglasnosti su, međutim, sa Fridmanovom oporezuj-troši hipotezom.

## **2.1 Fiskalni politika i spoljna ravnoteža-teorijski okvir**

Rashodni princip obračuna bruto domaćeg proizvoda implicira da se bruto domaći proizvod ( $Y$ ) može predstaviti kao zbir lične ( $C$ ), bruto investicione ( $I$ ), javne ( $G$ ) i neto inostrane potrošnje ( $NX(e)$ ), pri čemu je neto inostrana potrošnja funkcija deviznog kursa  $e$ . Rashodni princip obračuna može se, dakle, predstaviti sledećim makroekonomskim identitetom nacionalnog računovodstva

$$Y \equiv C + I + G + NX(e) = C + I + G + X(e) - M(e) \quad (2.1)$$

gde se zbir lične, bruto investicione i javne potrošnje naziva još i domaća apsorpcija, tj., domaća tražnja, dok neto inostrana potrošnja predstavlja spoljnotrgovinski bilans roba i usluga koji je jednak razlici izvoza roba i usluga ( $X(e)$ ) i uvoza roba i usluga ( $M(e)$ ).

Dohodovni princip obračuna bruto domaćeg proizvoda pokazuje da se bruto domaći proizvod ( $Y$ ) može predstaviti kao suma raspoloživih dohodaka ( $Y_d$ ) svih domaćinstava u jednoj nacionalnoj ekonomiji, i poreza koja ta domaćinstva plaćaju državi ( $R$ ). Raspoloživi dohodak domaćinstava se dalje može alocirati na ličnu potrošnju ( $C$ ) i privatnu štednju ( $S_p$ ), tako da je bruto domaći proizvod u jednoj nacionalnoj ekonomiji jednak zbiru lične potrošnje ( $C$ ), privatne štednje ( $S_p$ ) i poreza koji se uplaćuju u državni

budžet (R). Dohodovni princip obračuna može se, dakle, predstaviti sledećim makroekonomskim identitetom nacionalnog računovodstva

$$Y \equiv Y_d + R \equiv C + S_p + R. \quad (2.2)$$

Izjednačavanjem identiteta u (2.1) i (2.2) dolazi se do veze između spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga,  $NX(e)$ , fiskalnog bilansa,  $(R-G)$ , i neto privatne štednje  $(S_p-I)$

$$NX(e) \equiv X(e) - M(e) \equiv (R-G) + (S_p - I) \quad (2.3)$$

gde se fiskalni bilans, tj., javna štednja, u empirijskim studijama najčešće aproksimira primarnim fiskalnim bilansom iz koga su isključeni troškovi kamata na javni dug.

Treći makroekonomski identitet (2.3) pokazuje da diskrecione mere na strani poreza i javne potrošnje mogu uticati na spoljnotrgovinski bilans, izvoz i uvoz roba i usluga preko transmisionih mehanizama deviznog kursa, privatne štednje, tj., lične potrošnje, i bruto investicija. Uticaj fiskalnih agregata na spoljnotrgovinsku neravnotežu preko transmisionog mehanizma deviznog kursa naziva se efekat supstitucije, jer promene u deviznom kursu dovode do promena u relativnim cenama izvoznih i uvoznih roba i usluga, a samim tim i do supstitucije (zamene) skupljih roba i usluga jeftinijim. Uticaj fiskalnih agregata na spoljnotrgovinsku neravnotežu preko transmisionih mehanizama privatne štednje, lične potrošnje i bruto investicija naziva se efekat apsorpcije, jer promene u privatnoj štednji, ličnoj potrošnji i bruto investicijama, zajedno sa promenama u javnoj potrošnji, predstavljaju komponente domaće apsorpcije, tj., agregatne tražnje.

Opisani računovodstveni makroekonomski identiteti ne uspevaju, međutim, da pruže adekvatan teorijski okvir koji bi povezao kretanje fiskalne pozicije zemlje sa spoljnotrgovinskom pozicijom zemlje. Preciznije, ovi identiteti govore isključivo o međusobnoj povezanosti odgovarajućih fiskalnih i spoljnotrgovinskih veličina na agregatnom nivou, ali ne pružaju mikroekonomske osnove koje impliciraju dinamiku vremenskih serija od interesa.

U makroekonomskoj literaturi izdiferencirala su se, grubo govoreći, dva međusobno suprotstavljena pravca koja polaze od različitih mikroekonomskih postavki u opisivanju dinamičke međuzavisnosti fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa. Prvi pristup, svojstven neoklasičnoj makroekonomskoj tradiciji, bazira se na hipotezi o Rikardijanskoj ekvivalenciji, i svoje korene nalazi u čuvenom doprinosu Barro-a iz 1979. godine. Barro (1979) tvrdi da promene u fiskalnoj poziciji zemlje nemaju uticaja na kretanja u spoljnotrgovinskoj poziciji zemlje. Odsustvo korelacije između fiskalnog i spoljnotrgovinskog bilansa proizilazi iz modela reprezentativnog agenta koji, usled pretpostavke o racionalnim očekivanjima, vrši intertemporalnu optimizaciju svoje lične potrošnje. Preciznije, rikardijanski tip potrošača reaguje na rast budžetskog deficita tako što smanjuje ličnu potrošnju, tj., povećava privatnu štednju, savršeno anticipirajući rast javnog duga i poreskog opterećenja u budućnosti. Rast privatne štednje rikardijanskih potrošača ima za cilj da: 1) održi intertemporalnu funkciju korisnosti ovih potrošača konstantnom; 2) obezbedi novčana sredstva za pokrivanje dodatnih poreskih nameta koje država ubira za amortizaciju kamate i glavnice na akumulirani javni dug, koji je nastao kao posledica inicijalnog rasta budžetskog deficita. S obzirom da rast privatne štednje anulira pad javne štednje, tj., rast budžetskog deficita, ne dolazi do promena u nivou kamatnih stopa i agregatne tražnje, a samim tim i nivo deviznog kursa i privatnih investicija ostaju nepromenjeni. Posledično, usled odsustva kretanja u pomenutim transmissionim varijablama, ne dolazi ni do promena u spoljnotrgovinskoj poziciji zemlje.

Drugi pristup, svojstven kejnzijanskoj i neokejnzijanskoj makroekonomskoj tradiciji, tvrdi da je hipoteza o Rikardijanskoj ekvivalenciji postavljena na nerealističnoj pretpostavci o savršeno racionalnim potrošačima. Ovaj teorijski pravac, stoga, modifikuje postulate rikardijanske teorije u dva pravca: 1) za potrošače sa racionalnim očekivanjima karakteristično je formiranje navika u potrošnji (eng. habit formation); 2) u analizu se uvode nerikardijanski potrošači koji, usled prisustva likvidonosnih ograničenja (eng. credit constrained households), ne vrše intertemporalnu optimizaciju svoje lične potrošnje. Drugim rečima, nerikardijanski tip potrošača troši celokupan raspoloživi dohodak, koji predstavlja razliku između ukupnog dohotka i nivoa investicija i poreza. Uvođenje nerikardijanskih potrošača (eng. rules of thumb consumers) ima svoje implikacije i na kretanje spoljnotrgovinske pozicije zemlje-

poboljšanje fiskalnog bilansa u tekućem periodu, preko rasta poreza i/ili smanjenja javne potrošnje, vodi poboljšanju spoljnotrgovinskog bilansa, s obzirom da smanjuje tekuću potrošnju nerikardijanskih potrošača. Drugim rečima, promena fiskalnog bilansa dovodi, preko potrošnje nerikardijanskih domaćinstava, do istosmernih promena u spoljnotrgovinskom bilansu. Ovako uspostavljena pozitivna korelacija između fiskalnog i spoljnotrgovinskog bilansa u makroekonomskoj teoriji je poznata kao hipoteza o blizanačkim deficitima (eng. twin deficits hypothesis).

Bussière et al (2004) pružaju detaljan matematički prikaz goreopisanih transmissionih mehanizama uticaja fiskalne politike na spoljnotrgovinsku poziciju zemlje. Modelski pristup u Bussière et al. (2004) se bazira na sledećim koracima: 1) u prvom koraku izvodi se Ojlerova jednačina, kao uslov prvog reda maksimizacije očekivane funkcije korisnosti reprezentativnog potrošača; 2) u drugom koraku, uz pomoć pomenute Ojlerove jednačine i intertemporalnog budžetskog ograničenja reprezentativnog potrošača, dolazi se do izraza za funkciju potrošnje; 3) u trećem koraku, uz pomoć izvedene funkcije potrošnje i identiteta po kome je tekući račun jednak zbiru neto izvoza i prinosa na neto stranu aktivu, dolazi se do jednačine tekućeg računa platnog bilansa. Preciznije, Bussière et al. (2004) polaze od sledećeg izraza za agregatnu potrošnju<sup>46</sup>

$$C = \lambda C_t^{NR} + (1 - \lambda)C_t^R \quad (2.4)$$

gde je sa  $C$  označena agregatna potrošnja,  $\lambda$  se odnosi na učešće nerikardijanskih agenata u ukupnoj populaciji potrošača,  $C_t^{NR}$  predstavlja potrošnju reprezentativnog nerikardijanskog agenta, dok  $C_t^R$  označava potrošnju reprezentativnog rikardijanskog agenta.

Potrošnja reprezentativnog nerikardijanskog agenta jednaka je njegovom raspoloživom dohotku, tj., razlici između njegovog ukupnog dohotka ( $Y_t$ ) i nivoa poreza ( $T_t$ ) i investicija ( $I_t$ )

$$C_t^{NR} = Y_t - T_t - I_t. \quad (2.5)$$

---

<sup>46</sup> Matematičke formulacije u okviru ovog poglavlja prate pristup iz Zildžović et al. (2016).

Potrošnju reprezentativnog rikardijanskog agenta karakteriše formiranje navika u potrošnji, tj., korisnost koju reprezentativni rikardijanski agent dobija od potrošnje ne zavisi samo od njenog tekućeg nivoa, već i od nivoa iz prethodnog perioda. Konkretnije, reprezentativni rikardijanski agent maksimizira sledeću očekivanu intertemporalnu funkciju korisnosti

$$\max E_t \left[ \sum_{s=t}^{+\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} U(C_s^R - \delta C_{s-1}^R) \right] \quad (2.6)$$

uz ograničenje

$$B_{s+1}^R = (1+r)B_s^R + Y_s - T_s - I_s - C_s^R \quad (2.7)$$

gde  $B_t^R$  predstavlja neto stranu aktivu rikardijanskih agenata u trenutku  $t$ .<sup>47</sup> Parametar  $\delta \in [0,1]$  predstavlja stepen navika u potrošnji, dok  $r$  predstavlja konstantnu bezrizičnu kamatnu stopu na obveznicu kojom se trguje na međunarodnom tržištu kapitala.  $U(\cdot)$  se odnosi na kvadratnu funkciju korisnosti  $U(C_s^*) = C_s^* - \frac{a_0}{2} C_s^{*2}$ , čija je marginalna korisnost linearna funkcija  $U'(C_s^*) = 1 - a_0 C_s^*$ .

Uslov prvog reda maksimizacije funkcije korisnosti iz (2.6), tj., odgovarajuća Ojlerova jednačina, ima, za svako  $s \geq t$ , sledeću reprezentaciju

$$U'(C_s^R - \delta C_{s-1}^R) = (1+r)\beta U'(C_{s+1}^R - \delta C_s^R). \quad (2.8)$$

S obzirom da kvadratna funkcija korisnosti ima oblik  $U(C_s^*) = C_s^* - \frac{a_0}{2} C_s^{*2}$ , gde je  $C_s^* = C_s^R - \delta C_{s-1}^R$ , i ukoliko se prepostavi da su subjektivni i tržišni diskontni faktor jednaki  $\beta=1/(1+r)$ , onda Ojlerova jednačina iz (2.8), koristeći linearnost matematičkog operatora očekivanja, postaje

$$E_t\{U'(C_s^*)\} = E_t\{U'(C_{s+1}^*)\} \quad (2.9)$$

<sup>47</sup> Model polazi od pretpostavke o savršenoj mobilnosti kapitala. Drugim rečima, mala otvorena privreda je u stanju da se u svakom trenutku zaduži na globalnom finansijskom tržištu. Jedina aktiva kojom se trguje na globalnom finansijskom tržištu je bezrizična obveznica koja donosi konstantan prinos  $r$  koji nije pod uticajem međunarodnih transakcija male otvorene privrede. O detaljima, videti više u Bussière et al. (2004) i Zildžović et al. (2016).

što implicira da je

$$C_t^* = E_t(C_{t+1}^*) \quad (2.10)$$

i da optimalna potrošnja rikardijanskog agenta predstavlja martingal, što znači da je tekuća vrednost potrošnje najrelevantnija za predviđanje buduće vrednosti potrošnje.

U cilju izvođenja funkcije potrošnje reprezentativnog rikardijanskog agenta, pored opisa dinamike lične potrošnje iz (2.10), potrebno je specificirati i intertemporalno budžetsko ograničenje reprezentativnog rikardijanskog agenta koje podrazumeva da je potrošnja ovog tipa potrošača jednaka zbiru njegovog inicijalnog iznosa neto strane aktive u trenutku  $t$ ,  $(1+r)B_t^R$ , i očekivanog budućeg dohotka  $E_t \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - T_s - I_s)$

$$E_t \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} C_s^R = (1+r)B_t^R + E_t \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - T_s - I_s). \quad (2.11)$$

Kombinovanjem (2.10) i (2.11) dolazi se do funkcije potrošnje reprezentativnog rikardijanskog agenta

$$C_t^R = \frac{\delta}{1+r} C_{t-1}^R + \left(1 - \frac{\delta}{1+r}\right) r B_t^R + \frac{r}{1+r} \left(1 - \frac{\delta}{1+r}\right) E_t \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - T_s - I_s) \quad (2.12)$$

koja zavisi od nivoa potrošnje iz prethodnog perioda ( $C_{t-1}^R$ ), stepena formiranih navika u potrošnji  $\delta$ , tekućeg kamatnog prinosa na neto stranu aktivu ( $rB_t^R$ ) i tekućeg i očekivanog kretanja raspoloživog dohotka, tj., ukupnog dohotka ( $Y_s$ ) umanjenog za poreze ( $T_s$ ) i investicije ( $I_s$ ).

Funkcija agregatne potrošnje se može sada izračunati kao zbir funkcije potrošnje reprezentativnog rikardijanskog potrošača iz (2.12) i funkcije potrošnje reprezentativnog nerikardijanskog potrošača iz (2.5) što u totalnom zbiru daje

$$C_t = \lambda C_t^{NR} + (1-\lambda)C_t^R = \lambda(Y_t - I_t - T_t) + (1-\lambda)\left[\frac{\delta}{1+r}C_{t-1}^R + \left(1 - \frac{\delta}{1+r}\right)rB_t^R + \frac{r}{1+r}\left(1 - \frac{\delta}{1+r}\right)E_t \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - T_s - I_s)\right]. \quad (2.13)$$

Konačno, da bi se dobila jednačina tekućeg računa platnog bilansa potrebno je da se agregatna funkcija potrošnje (2.13) uvrsti u identitet tekućeg računa platnog bilansa, kojim se tvrdi da je tekući račun platnog bilansa jednak zbiru neto izvoza i prinosa na neto stranu aktivu. Potrebno je, stoga, pored iznosa neto strane aktive rikardijanskih potrošača, izraziti i neto stranu aktivu države uz pomoć sledeće relacije

$$B_{t+1}^G = (1 + r)B_t^G + T_t - G_t \quad (2.14)$$

gde  $B_t^G$  predstavlja iznos državne neto strane aktive u trenutku  $t$ ,  $T_t$  predstavlja nivo poreskog opterećenja, a  $G_t$  predstavlja nivo javne potrošnje.<sup>48</sup> Analogno intertemporalnom budžetskom ograničenju rikardijanskih potrošača iz (2.11) moguće je izraziti i intertemporalno budžetsko ograničenje države

$$\sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t(G_s) = (1 + r)B_t^G + \sum_{s=t}^{+\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t(T_s) \quad (2.15)$$

kojim se tvrdi da buduća javna potrošnja mora biti jednaka sumi trenutnog nivoa neto strane aktive države i budućih vrednosti poreskih prihoda, pod pretpostavkom da važi uslov transverzalnosti:  $\lim_{s \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} B_s^G = 0$ .

Zbir neto strane aktive rikardijanskih potrošača i neto strane aktive države daje iznos ukupne neto strane aktive

$$B_t = (1 - \lambda)B_t^R + B_t^G. \quad (2.16)$$

Ubacivanjem izraza za ukupnu neto stranu aktivu (2.16), kao i izraza za agregatnu funkciju potrošnje iz (2.13), u identitet tekućeg računa platnog bilansa koji glasi

$$CA_t \equiv B_{t+1} - B_t \equiv rB_t + NX_t \equiv rB_t + Y_t - C_t - G_t - I_t \quad (2.17)$$

dobija se jednačina koja opisuje dinamiku tekućeg računa platnog bilansa

<sup>48</sup> Pretpostavka modela je, kao i u slučaju problema optimizacije rikardijanskih potrošača, da se država zadužuje, odnosno investira, u bezrizičnu obveznicu na međunarodnom tržištu kapitala koja donosi konstantni prinos  $r$ .



$$CA_t = \delta CA_{t-1} + \lambda(T_t - G_t + rB_t^G) - \frac{\delta\lambda}{1+r}(T_{t-1} - G_{t-1} + rB_{t-1}^G) + (1 - \lambda)\frac{\delta}{1+r}\Delta(Y_t - I_t - G_t) - (1 - \lambda)\left(1 - \frac{\delta}{1+r}\right)\sum_{s=t+1}^{+\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t(\Delta(Y_s - I_s - G_s)). \quad (2.18)$$

Tekući račun platnog bilansa je, dakle, funkcija svoje prethodne vrednosti na koju utiče nivo formiranih navika u potrošnji,  $\delta CA_{t-1}$ , tekuće vrednosti fiskalnog bilansa koji zavisi od proporcije nerikardijanskih potrošača u okviru jedne nacionalne ekonomije,  $\lambda(T_t - G_t + rB_t^G)$ , prethodne vrednosti fiskalnog bilansa na koji utiče nivo navika formiranih u potrošnji i proporcija nerikardijanskih agenata na nivou nacionalne ekonomije,  $\frac{\delta\lambda}{1+r}(T_{t-1} - G_{t-1} + rB_{t-1}^G)$ , tekuće i budućih vrednosti neto proizvodnje,  $Y_t - I_t - G_t$ , koji su predstavljeni sa dva poslednja izraza u jednakosti (2.18). Od interesa je zapaziti da efekat fiskalnog bilansa na tekući račun platnog bilansa suštinski zavisi od visine parametra  $\lambda \in [0,1]$ , koji predstavlja učešće nerikardijanskih agenata na nivou jedne nacionalne ekonomije. Ukoliko je  $\lambda=0$ , jednačina (2.18) opisuje kretanje tekućeg računa platnog bilansa koje je konzistentno sa hipotezom o Rikardijanskoj ekvivalenciji. Ukoliko je  $\lambda=1$ , jednačina (2.18) opisuje kretanje tekućeg računa platnog bilansa koje je konzistentno sa hipotezom o blizanačkim deficitima.

U narednom potpoglavlju, nakon pregleda relevantne literature i prezentovanja odgovarajućih stilizovanih činjenica, biće predstavljeni rezultati funkcija impulsnog odziva i dekompozicija varijansi grešaka predviđanja ocenjenih VAR modela koji imaju za cilj da ispituju uticaj diskrecionih promena na strani poreza i javne potrošnje na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga preko transmisionih mehanizama deviznog kursa, privatne štednje, tj., lične potrošnje, i bruto investicija u osnovne fondove. Ocenjeni VAR modeli ne operišu sa primarnim fiskalnim bilansom, već odvojeno tretiraju rashodnu i prihodnu stranu budžeta, u skladu sa preporukama iz Monacelli & Perotti (2010). Svi ocenjeni VAR modeli, u saglasnosti sa onima iz prvog poglavlja teze, polaze od pretpostavke o egzogenoj javnoj potrošnji u okviru respektivnih Holeskijevih dekompozicija, što je konzistentno sa najznačajnijim doprinosima iz ove oblasti- Enders & Lee (1990), Corsetti et al. (2006), Kim & Roubini (2008), Müller (2008), Beetsma et al. (2008), Ilzetzi et al. (2010), Abbas et al. (2011), Boileau & Normandin (2012) i Chihi & Normandin (2013).

## 2.2 Pregled relevantne literature

Najrelevantnije studije koje se bave uticajem budžetske na spoljnu neravnotežu odnose se na razvijene privrede poput SAD-a, ekonomije Evropske Unije i OECD-a. Većina studija iz ove oblasti daje empirijsku potporu hipotezi o blizanačkim deficitima (eng. twin deficits), tj., identifikuje i kvantifikuje pozitivnu korelaciju između fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa.

Lane & Perotti (1998, 2003) analiziraju panel zemalja OECD-a između 1960. i 1995. godine na bazi modela otvorene privrede koja se sastoji od proizvodnog sektora razmenljivih roba i usluga i uslužnog sektora nerazmenljivih roba i usluga, i presuđuju u korist hipoteze o blizanačkim deficitima. Analiza u Lane & Perotti (1998, 2003) polazi od dve osnovne pretpostavke: 1) javna potrošnja je usmerena ka domaćim robama i uslugama (eng. home biased); 2) nominalna rigidnost cena, što podrazumeva da se korekcije u realnom deviznom kursu ostvaruju preko korekcija u nominalnom deviznom kursu. Lane & Perotti (1998, 2003) identifikuju dva osnovna transmisiona mehanizma: prvi transmisioni mehanizam funkcioniše preko troškovnog kanala, dok drugi transmisioni mehanizam funkcioniše preko kanala deviznog kursa. Preciznije, rast plata i/ili zaposlenosti u javnom sektoru dovodi do: 1) rasta jediničnih troškova rada u proizvodnom sektoru razmenljivih roba i usluga, što dovodi do smanjenja zaposlenosti, proizvodnje, izvoza i profitabilnosti sektora razmenljivih roba i usluga; 2) aprecijacije nominalnog deviznog kursa, što utiče na pad izvoza i rast uvoza roba i usluga.<sup>49</sup> Sa druge strane, rast poreza na rad dovodi do: 1) povećanja zarade pre oporezivanja, što opet dovodi do smanjenja zaposlenosti, proizvodnje, izvoza i profitabilnosti proizvodnog sektora razmenljivih roba i usluga, usled zahteva radne snage da neto

---

<sup>49</sup> Aprecijacija nominalnog deviznog kursa nastupa kao posledica: 1) rasta kamatnih stopa usled rasta budžetskog deficita i tražnje za državnim obveznicama javnog duga; 2) rasta BDP-a, usled povećanja transakcione tražnje za novcem pri konstantnoj ponudi i brzini novca u opticaju. Rast BDP-a nastupa, međutim, jedino ukoliko je ekspanzija sektora nerazmenljivih roba i usluga veća u odnosu na kontrakciju proizvodnog sektora razmenljivih roba i usluga.

zarada ostane jednaka onoj pre povećanja poreza na rad; 2) deprecijacije nominalnog deviznog kursa, što utiče na rast izvoza i pad uvoza roba i usluga.<sup>50</sup>

Corsetti et al. (2006) analiziraju, na bazi pretpostavke o javnoj potrošnji koncentrisanoj ka domaćem tržištu<sup>51</sup>, kvartalne podatke u slučaju Australije, Kanade, SAD-a i Ujedinjenog Kraljevstva (UK) u periodu 1979.-2005. godina, i pronalaze da verovatnoća identifikovanja blizanačkih deficita zavisi od: 1) stepena otvorenosti ekonomije; 2) perzistentnosti fiskalnog šoka. Preciznije, što je stepen otvorenosti ekonomije veći, i što je fiskalni šok perzistentniji, utoliko je verovatnoća javljanja blizanačkih deficita veća. Corsetti et al. (2006) identifikuju četiri alternativna transmisiona mehanizma preko kojih se pozitivne inovacije u javnoj potrošnji mogu prelići na spoljnotrgovinsku neravnotežu: 1) rast javne potrošnje dovodi do aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa, usled rasta domaće apsorpcije i kamatnih stopa na državne obveznice javnog duga, što posledično uzrokuje pad spoljnotrgovinskog bilansa, pod pretpostavkom zadovoljenja Maršal-Lernerovih uslova (eng. Marshall-Lerner); 2) rast javne potrošnje dovodi, na bazi hipoteze o Rikardijanskoj ekvivalenciji, do rasta privatne štednje u istom iznosu, što implicira odsustvo promene u dinamici spoljnotrgovinskog bilansa; 3) rast javne potrošnje dovodi do rasta kamatnih stopa, smanjenja investicija usled efekta istiskivanja (eng. crowding-out effect), i posledičnog rasta spoljnotrgovinskog bilansa; 4) rast javne potrošnje dovodi do pogoršanja (aprecijacije) odnosa razmene (eng. terms of trade), definisanih kao količnik cena uvoznih (inostranih) roba i usluga i cena izvoznih (domaćih) roba i usluga, što dovodi do rasta prinosa na investicije (eng. ROI-return on investment). Prinos na investicije raste, jer investicije sadrže određeni udeo uvoznih (inostranih) roba i usluga koje su, usled aprecijacije odnosa razmene, postale relativno jeftinije. U malim otvorenim privredama, koje karakteriše relativno viši udeo uvoza u investicijama, dolazi do rasta investicija, jer rast prinosa na investicije nadjačava rast kamatnih stopa usled relativne

---

<sup>50</sup> Deprecijacija nominalnog deviznog kursa nastupa kao posledica: 1) pada kamatnih stopa usled smanjenja budžetskog deficita i tražnje za državnim obveznicama javnog duga; 2) kontrakcije BDP-a, koja u ovom slučaju nije ublažena eventualnom ekspanzijom sektora nerazmenljivih roba i usluga.

<sup>51</sup> Ukoliko je javna potrošnja više usmerena ka robama i uslugama sa domaćeg tržišta, utoliko je stepen otvorenosti date nacionalne ekonomije manji, i obrnuto.

otvorenosti ekonomije ka međunarodnim tokovima, i samim tim do posledičnog smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa. U velikim zatvorenim privredama, koje karakteriše relativno niži udeo uvoza u investicijama, dolazi do pada investicija, jer rast prinosa na investicije ne nadjačava rast kamatnih stopa usled relativne zatvorenosti ekonomije ka međunarodnim tokovima, i samim tim dolazi do posledičnog rasta spoljnotrgovinskog bilansa.

Beetsma et al. (2008) ocenjuju panel VAR model na godišnjim podacima za 14 EU ekonomija u periodu 1970.-2004. godina, i potvrđuju hipotezu o blizanačkim deficitima. Beetsma et al. (2008) empirijski kvantifikuju relevantnost tri transmisiona mehanizma: 1) rast javne potrošnje dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa usled aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa nastalog kao posledica rasta opšteg prosečnog nivoa cena; 2) rast javne potrošnje dovodi do pada spoljnotrgovinskog bilansa usled rasta uvoza koji je posledica rasta BDP-a; 3) rast javne potrošnje dovodi do pada spoljnotrgovinskog bilansa usled pada izvoza koji je posledica rasta plata u javnom sektoru i posledičnog rasta jediničnih troškova rada.

Corsetti & Müller (2008) takođe potvrđuju hipotezu o blizanačkim deficitima koristeći kvartalne podatke za 10 OECD ekonomija između 1973. i 2005. godine. Corsetti & Müller (2008) potvrđuju rezultate iz Corsetti et al. (2006) da je efekat blizanačkih deficita mnogo jači u slučaju otvorenih privreda. Relativno veći pad investicija i lične potrošnje, tj., relativno veći rast privatne štednje, pre svega kao posledica viših kamatnih stopa nakon šoka u javnoj potrošnji, dovodi do relativno manjeg deficita platnog bilansa u zatvorenijim ekonomijama.

Monacelli & Perotti (2010), ocenjujući strukturni VAR model kao u Blanchard & Perotti (2002), analiziraju kvartalne podatke za 4 OECD ekonomije (UK, SAD, Kanada i Australija) u periodu 1975.-2006. godina, i takođe potvrđuju hipotezu o blizanačkim deficitima. Monacelli & Perotti (2010) dokumentuju još da pozitivna inovacija u javnoj potrošnji dovodi do: 1) rasta lične potrošnje; 2) deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa. Empirijski rezultati iz Monacelli & Perotti (2010) su inovativni, jer nisu saglasni sa teorijskim predviđanjima standardnog neokejnzijskog dinamičkog stohastičkog modela opšte ekonomske ravnoteže (eng. DSGE), koji implicira da nakon

pozitivne inovacije u javnoj potrošnji dolazi do pada lične potrošnje i aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa.<sup>52</sup>

Monacelli & Perotti (2010) modifikuju standardni neokejnzijski model otvorene privrede sa ciljem da reprodukuju empirijske rezultate ocenjenih SVAR specifikacija. U cilju reprodukcije pozitivne reakcije lične potrošnje na šokove u javnoj potrošnji, Monacelli & Perotti (2010) uvode dve nove pretpostavke: 1) domaćinstva su kreditno ograničena, i ne ponašaju se u skladu sa hipotezom o Rikardijanskoj ekvivalenciji; i 2) funkcija korisnosti je neseparabilna, tj., lična potrošnja i ponuda radne snage (tražnja za dokolicom) ne predstavljaju supstitutabilna, već komplementarna dobra. Ako je pozitivna korelacija, tj., komplementarnost, između lične potrošnje i ponude radne snage dovoljno visoka, rast javne potrošnje, preko rasta agregatne tražnje za radom i realnih nadnica, dovodi i do rasta lične potrošnje. Kao posledica rasta lične potrošnje i zadovoljenja ravnotežnog uslova međunarodne podele rizika (eng. international risk sharing condition) dolazi do deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa-rast lične potrošnje u odnosu na egzogene proizvodno-izvozne kapacitete trgovinskih partnera implicira deprecijaciju realnog efektivnog deviznog kursa. Rast lične potrošnje deluje u pravcu pogoršanja spoljnotrgovinskog bilansa, dok deprecijacija realnog efektivnog deviznog kursa deluje u pravcu poboljšanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Poboljšanje spoljnotrgovinskog bilansa nastupiće ukoliko je intratemporalna elastičnost supstitucije između uvoznih (inostranih) i izvoznih (domaćih) roba i usluga manja od intertemporalne elastičnosti supstitucije lične potrošnje, što je, pre svega, karakteristika relativno zatvorenijih nacionalnih ekonomija.<sup>53</sup> U suprotnom, što ekonometrijski nalazi

---

<sup>52</sup> Pad lične potrošnje dovodi do rasta spoljnotrgovinskog bilansa, dok aprecijacija realnog efektivnog deviznog kursa dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa. U kom pravcu će se kretati spoljnotrgovinska pozicija zemlje zavisi od pretpostavljenih vrednosti parametara neokejnzijskog DSGE modela, čije su osnovne postavke: 1) finansijska tržišta su kompletna i savršeno konkurentna; 2) cene su nominalno rigidne; 3) konkurencija na tržištu dobara je monopolistička; 4) funkcija korisnosti je separabilna (lična potrošnja i ponuda rada su supstituti); 5) proizvodna funkcija je Kob-Daglasovog tipa (eng. Cobb-Douglas); 6) ekonomija je relativno zatvorena za međunarodnu razmenu sa svetom, tj., javna potrošnja je usmerena ka domaćim robama i uslugama; i 7) monetarna politika prati Tejlorovo pravilo.

<sup>53</sup> Intertemporalna elastičnost supstitucije lične potrošnje meri pad lične potrošnje, tj., rast privatne štednje, usled rasta kamatnih stopa nastalih kao posledica ekspanzije javne potrošnje. Ukoliko je javna potrošnja usmerena ka domaćim robama i uslugama, tj., ukoliko je nacionalna ekonomija relativno zatvorenija za međunarodne tokove, utoliko je intertemporalna elastičnost supstitucije veća, i obrnuto. Intratemporalna elastičnost supstitucije između uvoznih (inostranih) i izvoznih (domaćih) roba i usluga meri spremnost potrošača da zamene (supstituišu) domaću robu i usluge u odnosu na inostranu robu i usluge. Ukoliko je javna potrošnja

SVAR specifikacija i potvrđuju u slučaju relativno otvorenijih privreda koje su predmet analize u Monacelli & Perotti (2010), dolazi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, i empirijske verifikacije hipoteze o blizanačkim deficitima.

Abbas et al. (2011) pronalaze dokaze koji idu u prilog hipotezi o blizanačkim deficitima u panelu od 88 zemalja za period 1970.-2007. godina. Abbas et al. (2011) dokumentuju da je hipoteza o blizanačkim deficitima snažnije potvrđena u slučaju: i) ekonomija u razvoju, usled većeg preliivanja javne potrošnje na uvoz iz inostranstva; ii) ekonomija koje su više okrenute ka međunarodnoj trgovini; iii) ekonomija u kojima je stvarni BDP iznad potencijalnog, tj., kada je ekonomija „pregrejana“ usled realne aprecijacije kursa, visokog nivoa spoljnog i javnog duga.

Bluedorn & Leigh (2011) koriste narativno identifikovane fiskalne šokove u cilju ponovnog potvrđivanja hipoteze o blizanačkim deficitima u panelu od 17 OECD ekonomija za period 1978.-2009. godina. Ovi autori pronalaze da povećanje fiskalnog bilansa (smanjenje budžetskog deficita) od 1% u proseku povećava spoljnotrgovinski bilans (smanjuje spoljnotrgovinski deficit) za oko 0,6% preko dejstva tri transmisiona mehanizma: 1) deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa usled deprecijacije nominalnog efektivnog deviznog kursa; 2) kontrakcije investicija, usled kontraktivnog dejstva fiskalne konsolidacije na agregatnu tražnju; 3) interne devalvacije u slučaju zemalja sa fiksnim deviznim kursom koju karakteriše relativno snažnija kontrakcija investicija u odnosu na ekonomije sa fleksibilnim kursom, kao i usled relativno snažnije kontrakcije jediničnih troškova rada i smanjenja opšteg prosečnog nivoa cena.

Boileu & Normandin (2012) analiziraju ponašanje fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa na primeru 16 industrijalizovanih ekonomija nakon 1970. godine, i argumentuju u pravcu hipoteze o blizanačkim deficitima. Rast budžetskog deficita, nastao kao posledica diskrecionih smanjenja poreza, dovodi do rasta spoljnog deficita preko: 1) rasta lične potrošnje usled pozitivnog efekta bogatstva; 2) ekspanzije BDP-a, usled prospektivnog rasta produktivnosti na strani ponude i posledičnog rasta uvoza i lične potrošnje.

---

usmerena ka domaćim robama i uslugama, tj., ukoliko je nacionalna ekonomija relativno zatvorena za međunarodne tokove, utoliko je intratemporalna elastičnost supstitucije manja, i obrnuto.

Chihi & Normandin (2013) argumentuju da je hipoteza o blizanačkim deficitima u slučaju odabranih zemalja u razvoju nakon 1960. godine prevashodno objašnjena šokovima u javnoj potrošnji, tj., šokovi u javnoj potrošnji objašnjavaju najveći procenat varijabiliteta u spoljnotrgovinskom bilansu. Rezultati u Chihi & Normandin (2013) ne zavise od redosleda respektivnih eksternih i internih varijabli u odgovarajućim Holeskijevim dekompozicijama.

Ostale studije iz ove oblasti identifikuju odsustvo, ili prisustvo negativne, korelacije između fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa. Tako, na primer, Enders & Lee (1990) obrađuju slučaj SAD-a u periodu 1947Q3-1987Q1, i ne dolaze do jedinstvenog zaključka: VAR model identifikovan na bazi Holeskijeve dekompozicije odbacuje hipotezu o rikardijanskoj ekvivalenciji, dok ostale strukturne dekompozicije pokazuju da su fiskalni bilans i spoljnotrgovinski bilans međusobno nezavisni, tj., potvrđuju hipotezu o Rikardijanskoj ekvivalenciji.

Müller (2008) pokazuje, na primeru SAD-a za period 1973Q1-2005Q3, da rast javne potrošnje dovodi do povećanja spoljnotrgovinskog bilansa preko deprecijacije nominalnog deviznog kursa i pogoršanja (aprecijacije) odnosa razmene. Relevantna su, dakle, dva transmisiona mehanizma: 1) transmisioni mehanizam deviznog kursa, pod pretpostavkom da su zadovoljeni Maršal-Lernerovi uslovi; 2) transmisioni mehanizam odnosa razmene, pod pretpostavkom da je javna potrošnja usmerena ka domaćem tržištu, tj., da je ekonomija relativno zatvorena u odnosu na međunarodne ekonomske tokove. Deprecijacija nominalnog deviznog kursa zavisi od stepena akomodativnosti monetarne politike koja, prateći Tejlorovo pravilo, sprečava rast kamatnih stopa nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji. Pogoršanje (aprecijacija) odnosa razmene, definisanih kao količnik cena uvoznih (inostranih) i izvoznih (domaćih) cena roba i usluga, implicira transmisioni mehanizam koji deluje na spoljnotrgovinski bilans preko tri kanala uticaja : 1) kanal vrednosti-izvozna (domaća) roba i usluge postaju skuplji u odnosu na uvozu (inostranu) robu i usluge, tako da nominalna vrednost izvoza postaje veća od nominalne vrednosti uvoza, što dovodi do povećanja spoljnotrgovinskog bilansa; 2) kanal apsorpcije-dolazi do smanjenja lične potrošnje, usled relativno viših cena izvozne (domaće) robe i usluga, i posledičnog povećanja spoljnotrgovinskog bilansa; i 3) kanal supstitucije-dolazi do povećanja lične potrošnje i uvoza, i

posledičnog smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa, pod pretpostavkom da je intrateporalna elastičnost supstitucije između uvoznih (inostranih) i izvoznih (domaćih) roba i usluga veća u odnosu na intertemporalnu elastičnost supstitucije lične potrošnje.

Kim & Roubini (2008) pronalaze dokaze koji idu u prilog divergenciji dva deficita (eng. twin divergence) u slučaju SAD-a za period 1973Q1-2004Q1. Kim & Roubini (2008) identifikuju dva glavna transmisiona efekta: 1) efekat supstitucije-rast javne potrošnje dovodi do deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa preko deprecijacije nominalnog efektivnog deviznog kursa, što pozitivno utiče na kretanja u spoljnotrgovinskom bilansu; 2) efekat apsorpcije-rast javne potrošnje dovodi do rasta kamatnih stopa, što destimuliše investicije i ličnu potrošnju, tj., stimuliše privatnu štednju, i posledično dovodi do rasta spoljnotrgovinskog bilansa. Rezultati u Kim & Roubini (2008) su postojani čak i kada se uzmu u obzir uticaji šokova poslovnog ciklusa koji predstavljaju najznačajniji generator divergencije fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa.<sup>54</sup>

Konačno, Bouakez et al. (2014) analiziraju relevantnost hipoteze o blizanačkim deficitima u četiri razvijene ekonomije-SAD, UK, Kanada i Australija-u periodu 1973Q1-2008Q4 uz pomoć strukturnog VAR modela. Ovi autori ne pronalaze adekvatne dokaze koji bi išli u pravcu podržavanja hipoteze o blizanačkim deficitima. U svim analiziranim ekonomijama, osim u slučaju Kanade, rast javne potrošnje dovodi do deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa i povećanja spoljnotrgovinskog bilansa. Bouakez et al. (2014) ne pronalaze, takođe, relevantne empirijske dokaze da promene u javnim prihodima dovode do promena u spoljnotrgovinskom bilansu, osim u slučaju SAD-a: u ovom slučaju diskreciona smanjenja poreskih stopa dovode do veće investicione tražnje, što posledično dovodi do rasta kamatnih stopa i aprecijacije realnog

---

<sup>54</sup> Fiskalni bilans je pozitivno korelisan sa cikličnim fluktuacijama BDP-a, tj., fiskalni bilans je procikličan u odnosu na šokove u BDP-u. Spoljnotrgovinski bilans je, sa druge strane, negativno korelisan sa cikličnim fluktuacijama BDP-a, tj., spoljnotrgovinski bilans je kontrakličan u odnosu na šokove u BDP-u. Respektivna ekonometrijska analiza mora, stoga, da obuhvati uticaj ciklusa na kretanje fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa, jer bi u suprotnom divergencija dva deficita mogla da bude posledica izostavljanja relevantne objašnjavajuće promenljive-cikličnog BDP šoka.



efektivnog deviznog kursa, a samim tim i do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga.

Ovo nije prva studija koja ispituje determinante spoljnotrgovinske neravnoteže u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Arsić et al. (2005) pokazuju da u slučaju Srbije aprecijacija realnog kursa, zajedno sa rastom fonda plata i penzija, dovodi do povećanja uvoza iz inostranstva. Madžar (2005) kritikuje nalaze iz Arsić et al. (2005) po nekoliko osnova: 1) uvoz ne predstavlja proizvodni faktor u slučaju Republike Srbije, i kao takav ne može da bude argument proizvodne funkcije<sup>55</sup>; 2) nagli rast uvoza nakon političkih promena sa kraja 2000. godine, nastao pre svega kao posledica enormnog priliva deviza i liberalizacije spoljnotrgovinskih tokova, po svojoj makroekonomskoj prirodi više odgovara tranzitornom šoku nego dugoročnom spoljnotrgovinskom trendu; 3) kretanje uvoza zavisi od deviznog priliva, a ne od fonda plata i penzija. Tasić & Zdravković (2008), koristeći mesečne podatke u slučaju Republike Srbije za period avgust 2001.-maj 2008. godina, pokazuju da ocenjena elastičnost izvoza na realni kurs iznosi oko 0,5, dok dugoročna veza između uvoza i kursa nije potvrđena, pri čemu najveći uticaj na uvoz u dugom roku ima fond plata i penzija. Tasić & Zdravković (2008) potvrđuju, dakle, nalaze iz Arsić et al. (2005) koji se tiču uticaja fonda plata i penzija na uvoz, ali ne potvrđuju nalaze koji se tiču uticaja kursa na kretanje uvoza. Petrović & Gligorić (2010) ne razjašnjavaju međusobno suprotstavljene rezultate iz Arsić et al. (2005) i Tasić & Zdravković (2008), jer ovi autori pokazuju da spoljnotrgovinski bilans prati oblik J-krive nakon deprecijacije realnog kursa, ali ne ispituju uticaj deprecijacije kursa na izvoz i uvoz. Konačno, Zildžović (2015), obuhvatajući gotovo identičan period kao u ovoj doktorskoj disertaciji, pokazuje da je fiskalna konsolidacija ključna za smanjenje spoljnotrgovinskog deficita u slučaju Republike Srbije u kratkom i srednjem roku.

### **2.3 Fiskalni politika i spoljna ravnoteža-empirijska analiza**

Potpoglavlje 2.3. podeljeno je na dva dela. Prvi deo, 2.3.1, daje pregled osnovnih deskriptivnih statistika zajedno sa dinamikom kretanja odgovarajućih vremenskih serija

---

<sup>55</sup> Uvoz potrošnih dobara destimuliše rast domaće proizvodnje, dok uvoz sirovina, repromaterijala i investicionih dobara može delovati dvojako na proizvodna kretanja: podsticajno, ukoliko se radi o proširenju sirovinsko-proizvodne baze; destimulativno, kao konkurencija domaćim proizvođačima respektivnih sirovina, repromaterijala i investicionih dobara. (Madžar, 2005).

iz makroekonomskih identiteta (2.1), (2.2) i (2.3). Drugi deo, 2.3.2, prezentuje funkcije impulsnog odziva i dekompozicije varijansi grešaka predviđanja iz ukupno 6 VAR modela koji ispituju uticaj diskrecionih promena u primarnim javnim rashodima i javnim prihodima na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga preko transmisionih mehanizama deviznog kursa (realnog i nominalnog), odnosa domaćih i stranih cena, privatne štednje, lične potrošnje i bruto investicija u osnovna sredstva.

### 2.3.1 Stilizovane činjenice

Tabela 2.1 sadrži osnovne deskriptivne statistike za vremenske serije izvoza roba i usluga (X) merenog kao % trend BDP-a, uvoza (M) merenog kao % trend BDP-a, spoljnotrgovinskog bilansa (NX) merenog kao % trend BDP-a, realnog efektivnog deviznog kursa (REER) merenog u indeksnim poenima, nominalnog efektivnog deviznog kursa (NEER) merenog u indeksnim poenima, odnosa domaćih i stranih cena ( $P^d/P^f$ ) merenih u indeksnim poenima, lične potrošnje (C) merene u % BDP-a, privatne štednje ( $S_p$ ) merene u procentima BDP-a i bruto investicija u osnovna sredstva (I) merenim u % BDP-a.

Iz tabele 2.1 proizilazi nekoliko stilizovanih činjenica. Prvo, vrednost uvoza roba i usluga je, u proseku, bila iznad vrednosti izvoza roba i usluga. Drugo, spoljnotrgovinski deficit roba i usluga dostizao je i do 33% trend BDP-a, što upućuje na potencijalnu neodrživost spoljnotrgovinske pozicije Republike Srbije u posmatranom periodu, imajući u vidu obim inostranih sredstava potrebnih za finansiranje platno-bilansnog deficita Republike Srbije. Treće, privatna štednja stanovništva je oscilirala oko 5% BDP-a, što ukazuje na nedovoljnu domaću akumulaciju srpske privrede sa aspekta finansiranja dugoročno održivog privrednog rasta i razvoja. Četvrto, bruto investicije u osnovna sredstva su za oko 5 procentnih poena niže u odnosu na učešće bruto investicija u BDP-u zemalja uporedivog nivoa razvoja iz Centralne i Istočne Evrope. Konačno, na ličnu potrošnju stanovništva odlazi, u proseku, i do 75% BDP-a, što, zajedno sa prosečnim pokazateljima za bruto investicije u osnovna sredstva, izvoz i uvoz roba i usluga, ukazuje da je model privrednog rasta Republike Srbije u posmatranom periodu bio baziran na ličnoj potrošnji i uvozu, a ne na investicijama i izvozu roba i usluga.

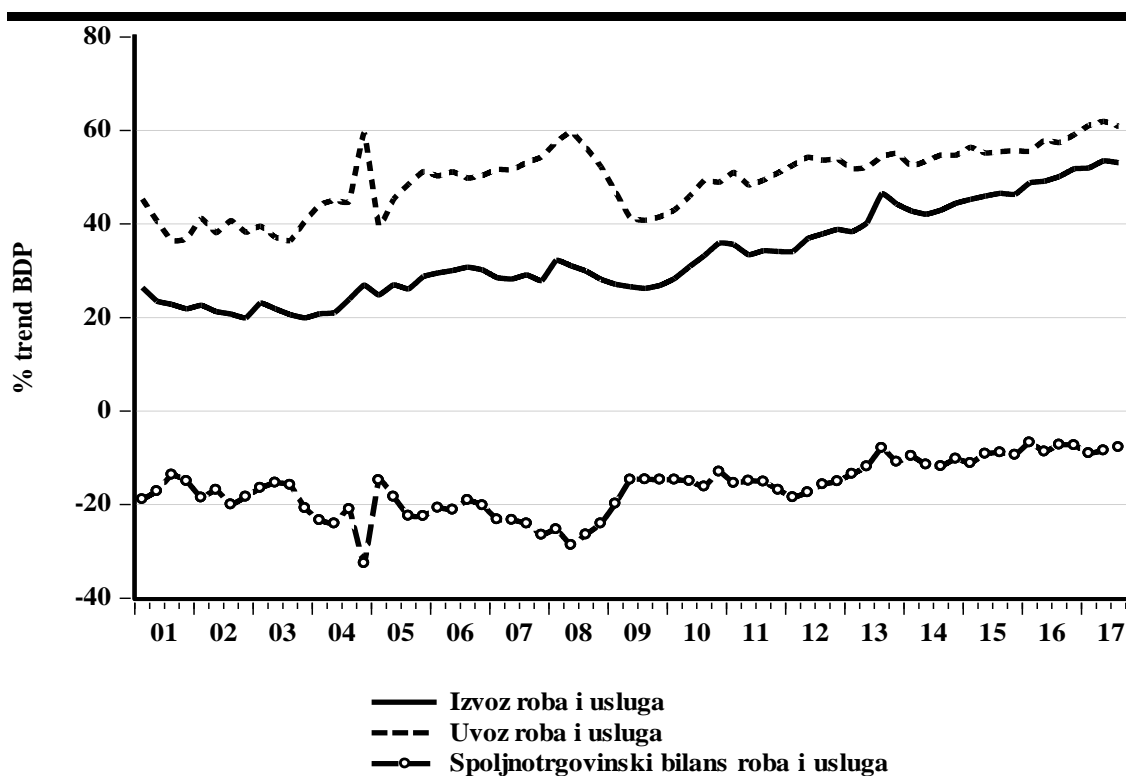
**Tabela 2.1: Deskriptivne statistike-spoljna ravnoteža**

	<b>X</b>	<b>M</b>	<b>NX</b>	<b>REER</b>	<b>NEER</b>	<b>P<sup>d</sup>/P<sup>f</sup></b>	<b>C</b>	<b>S<sub>p</sub></b>	<b>I</b>
<b>Prosek</b>	33,19	49,6	-16,4	113,02	93,81	129,22	74,70	5,38	19,13
<b>Medijana</b>	30,18	51,15	-15,70	116,84	92,01	132,67	74,65	6,37	18,28
<b>Maximum</b>	53,48	61,94	-6,72	139,74	166,08	179,27	81,83	16,37	25,84
<b>Minimum</b>	19,88	36,39	-32,55	70,83	65,66	42,65	69,77	-9,50	12,00
<b>St.devijacija</b>	9,78	6,97	5,83	14,04	22,44	38,41	2,26	6,02	3,13
<b>Koeficijent asimetrije</b>	0,54	-0,33	-0,34	-0,80	0,59	-0,29	0,12	-0,29	0,33
<b>Koeficijent spljoštenosti</b>	2,13	2,08	2,64	3,28	2,85	1,82	3,40	2,22	3,04
<b>Jarque- Bera</b>	5,42	3,60	1,67	7,44	4,01	4,82	0,61	2,65	1,20
<b>p-vrednost</b>	0,07	0,16	0,43	0,02	0,13	0,09	0,73	0,27	0,55
<b>Uzorak (#)</b>	67	67	67	67	67	67	67	67	67

Napomene: izvoz (X), uvoz (M) i spoljnotrgovinski bilans (NX) izraženi kao % HP trend BDP-a ( $\lambda=1600$ ). REER i NEER izraženi u indeksnim poenima (rast označava aprecijaciju). Odnos domaćih i stranih cena ( $P^D/P^F$ ) izražen kao količnik REER i NEER. Potrošnja stanovništva (C), privatna štednja ( $S_p$ ) i investicije (I) izražene kao % BDP-a.  $S_p=X-M+G-R+I$ , gde G označava primarne javne rashode, dok R označava javne prihode.

Vremenske serije izvoza, uvoza i spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga prikazane su na slici 2.1. Gornji grafikon sa slike 2.1 predstavlja kretanje uvoza roba i usluga; srednji grafikon predstavlja kretanje izvoza roba i usluga; donji grafikon predstavlja kretanje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Upotreba spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga umesto deficita platnog bilansa saglasna je sa preporukama iz Lane &

Perotti (1998), Kim & Roubini (2008) & Müller (2008). Pomenuti autori navode sledeće argumente u prilog upotrebe spoljnotrgovinskog bilansa : 1) postoje ogromne statističke razlike između zvaničnih vrednosti platno-bilansnih podataka i vrednosti koju predviđaju osnovni makroekonomski identiteti; 2) upotreba spoljnotrgovinskog bilansa je pogodnija od upotrebe tekućeg računa platnog bilansa, jer spoljnotrgovinskom bilansu odgovara tačno definisana teorijska veličina u modelima međunarodne razmene. Upotreba spoljnotrgovinskog bilansa umesto deficita platnog bilansa u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine temelji se i na činjenici da zvanični podaci za platno-bilansne transakcije Republike Srbije postoje tek od 2007Q1, usled prelaska na novu metodologiju računanja platnog bilansa u skladu sa Priručnikom o platnom bilansu MMF-a (BPM 5).



**Slika 2.1: Izvoz (X), uvoz (M) i spoljnotrgovinski bilans roba i usluga (NX)**

Sve vremenske serije sa slike 2.1 izražene su kao % trend BDP-a, kao u Kim & Roubini (2008), usled potencijalne pojave negativne korelacije između fiskalnog i spoljnotrgovinskog bilansa. Pojava negativne korelacije između dva bilansa može

nastupiti usled: 1) cikličnog uticaja BDP-a na kretanje dva bilansa<sup>56</sup>; 2) strukturnog uticaja fiskalnog na spoljnotrgovinski bilans.

Sa slike 2.1 je uočljivo da kretanje uvoza karakterišu tri stilizovane činjenice: 1) snažan rast uvoza sa oko 40% na oko 60% trend BDP-a pre prelivanja efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju; 2) strukturni lom u kretanju uvoza tokom 2008. i 2009. godine, i pad njegove vrednosti na nivo sa početka tranzicionog perioda (40 % trend BDP-a); 3) oporavak uvoza nakon 2009. godine, i vraćanje njegove vrednosti na nivo pre početka globalne finansijske krize (oko 60% trend BDP-a).

Sa slike 2.1 uočljivo je, takođe, da kretanje izvoza karakterišu tri stilizovane činjenice: 1) pre dolaska globalne finansijske krize u Srbiju, rast izvoza, čiji nivo je za oko 20 procentnih poena niži u odnosu na nivo uvoza, je sporiji od rasta uvoza; 2) globalna finansijska kriza obara učešće izvoza u trend BDP-u, ali je pad znatno blaži od pada u slučaju uvoz/trend BDP odnosa; 3) nakon globalne krize, dolazi do rapidnog rebalansiranja ekonomije od uvoza ka izvozu, i znatno bržeg rasta izvoza od rasta uvoza.

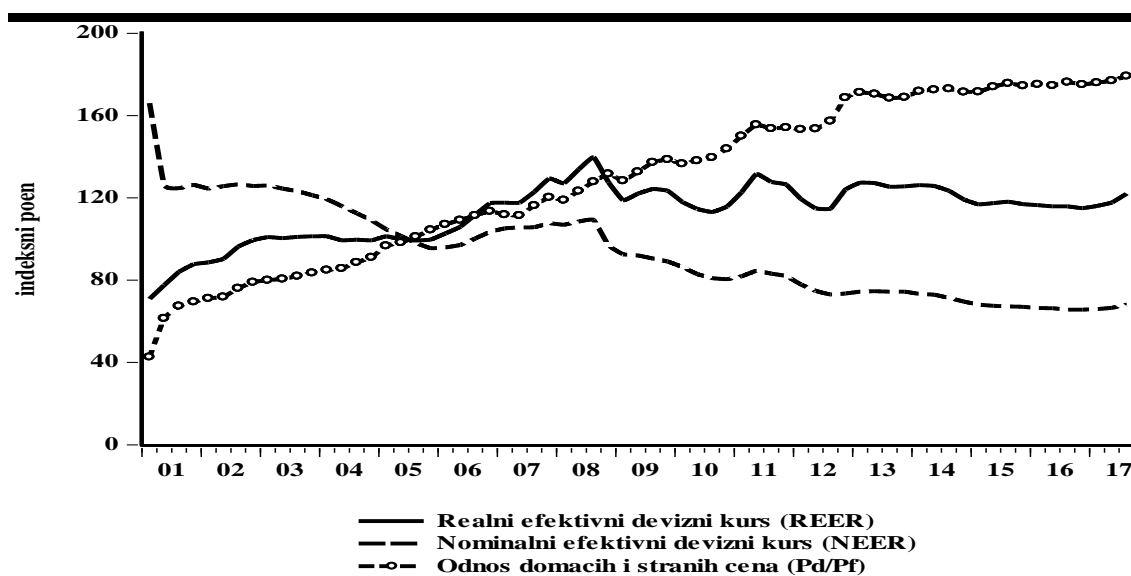
Konačno, slika 2.1 opisuje i dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga koju, takođe, karakterišu tri stilizovane činjenice: 1) dolazi do snažnog rasta spoljnotrgovinskog deficita pre dolaska globalne finansijske krize u Srbiju, pri čemu spoljnotrgovinski bilans dostiže rekordnu minimalnu vrednost od oko -33% trend BDP-a u 2004Q4, kvartal pred uvođenje PDV-a u poreski sistem Republike Srbije; 2) u toku 2008. i 2009. godine, dolazi do rasta spoljnotrgovinskog bilansa kao % trend BDP-a, usled relativno snažnije kontrakcije uvoza u odnosu na kontrakciju izvoza; 3) nakon globalne finansijske krize, spoljnotrgovinski bilans u Srbiji rapidno raste, i beleži svoju maksimalnu vrednost od oko -7% trend BDP-a početkom 2016. godine.

Vremenske serije realnog efektivnog deviznog kursa, nominalnog efektivnog deviznog kursa i odnosa domaćih i stranih cena prikazane su na slici 2.2. Indeks realnog

---

<sup>56</sup> Eliminisanje ciklusa iz imenioca spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga sprečava, dakle, pojavu negativne korelacije između primarnog fiskalnog bilansa i spoljnotrgovinskog bilansa koja je posledica ciklusa, a ne strukturne divergencije dva deficita (eng. twin divergence hypothesis).

efektivnog deviznog kursa (REER) predstavlja indeks nominalnog efektivnog deviznog kursa (NEER) korigovan indeksom domaćih potrošačkih cena ( $P^d$ )<sup>57</sup> i ponderisanim geometrijskim prosekom indeksa potrošačkih cena u zoni evra i SAD ( $P^f$ ). Veličine pondera su funkcija učešća pojedinih valuta u ukupnom deviznom prilivu i odlivu zemlje (0,8 za evro i 0,2 za dolar). Indeks nominalnog efektivnog deviznog kursa predstavlja ponderisani geometrijski prosek indeksa prosečnog kursa dinara prema evru i prema dolaru.<sup>58</sup> Rast indeksa realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa implicira aprecijaciju respektivnih kurseva, dok pad označava njihovu deprecijaciju, što je konzistentno sa anglosaksonskim pristupom izražavanja indeksa efektivnih deviznih kurseva (broj jedinica strane valute po jedinici domaće valute).



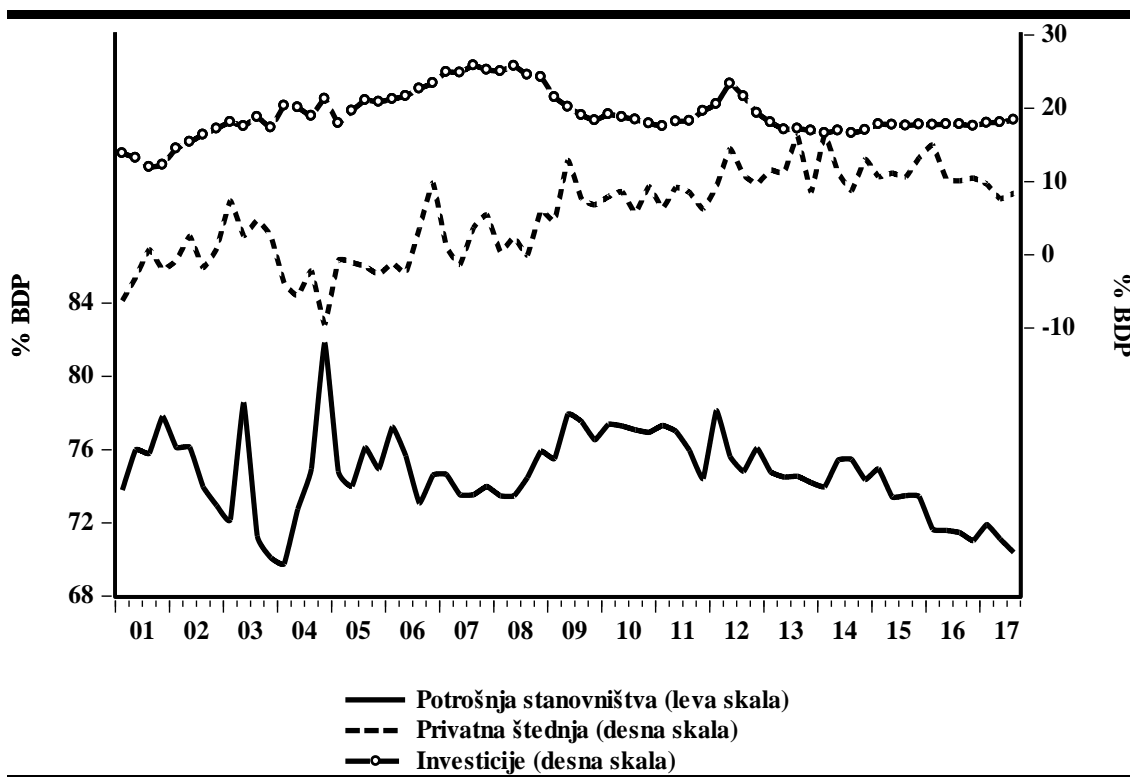
**Slika 2.2: Realni kurs (REER), nominalni kurs (NEER) i odnos domaćih i stranih cena ( $P^D/P^F$ )**

<sup>57</sup> Republički zavod za statistiku meri indeks potrošačkih cena od 2007Q1, dok su za period 2001Q1-2006Q4 dostupne vrednosti za indeks troškova života. Darvas (2012) izveštava da metodološke razlike u obračunu dva indeksa nisu značajne sa stanovišta opisivanja dinamike opšteg prosečnog nivoa cena u slučaju Republike Srbije.

<sup>58</sup> Podaci za nominalni efektivni devizni kurs za period 2001.-2002. godina preuzeti su iz Darvas (2012), jer zvanična statistika Narodne Banke Srbije (NBS) evidentira kretanja u nominalnom efektivnom deviznom kursu tek od 2002. godine. Metodologija u Darvas (2012) odstupa od metodologije NBS-a u tome što Darvas (2012) prilikom obračuna nominalnog efektivnog deviznog kursa uzima u obzir 138 trgovinskih partnera. Odstupanja od metodologije NBS-a nisu, međutim, od presudnog značaja za opisivanje dinamike nominalnog efektivnog deviznog kursa, jer se najveći procenat međunarodne razmene Republike Srbije odnosi na trgovinsku razmenu sa SAD-om i zemljama članicama EU.

Sa slike 2.2 uočljive su dve stilizovane činjenice: 1) kretanja u realnom efektivnom deviznom kursu uslovljena su, pre svega, kretanjima u nominalnom efektivnom deviznom kursu, dok je uticaj odnosa domaćih i stranih cena relativno manji; 2) realni i nominalni efektivni devizni kurs apreciraju pre dolaska globalne krize u Srbiju, dok je nakon krize evidentna deprecijacija u njihovom respektivnom kretanju.

Konačno, slika 2.3 prikazuje dinamiku lične potrošnje (leva skala), privatne štednje (desna skala) i bruto investicija u osnovna sredstva (desna skala). Sve tri pomenute vremenske serije izražene su u % BDP-a.



**Slika 2.3: Potrošnja stanovništva (C), privatna štednja (S<sub>P</sub>) i investicije (I)**

Sa slike 2.3 moguće je uočiti tri stilizovane činjenice. Prvo, bruto investicije beleže snažan rast pre dolaska globalne krize u Srbiju, i dostižu svoj maksimum od oko 25% BDP-a krajem 2008. godine. Nakon 2008. godine primetan je snažan pad bruto investicija na oko 18% BDP-a. Dinamika bruto investicija odgovara dinamici stranih direktnih investicija, i konzistentna je sa aprecijacijom nominalnog i realnog efektivnog deviznog kursa pre krize, kao i sa njihovom deprecijacijom nakon krize. Drugo,

privatna štednja u Srbiji iznosi, u proseku, oko 5-6% BDP-a, i relativno je niža u odnosu na prosečnu štednju domaćinstava iz zemalja Centralne i Istočne Evrope. Treće, na kretanje lične potrošnje uticali su politika plata i penzija u javnom sektoru, kao i rast neto kredita stanovništvu. Lična potrošnja tako dostiže svoj maksimum od oko 80% BDP-a u 2004Q4, kvartal pred uvođenje PDV-a u poreski sistem Republike Srbije, a zatim beleži snažan rast u periodu 2006.-2009. godina. Nakon 2009Q2, primetan je osetan pad učešća lične potrošnje sa oko 77% na oko 70% BDP-a u 2017Q3, pre svega kao posledica preduzetih mera smanjenja plata i penzija u okviru implementiranih programa fiskalne konsolidacije. Nivo lične potrošnje od oko 70% BDP-a na kraju 2017. godine je, ipak, daleko iznad proseka zemalja Centralne i Istočne Evrope, gde se učešće lične potrošnje u BDP-u, u proseku, kreće na oko 55% BDP-a.

### 2.3.2 Ekonometrijska analiza

Ekonometrijska analiza u okviru ovog potpoglavlja teze najpre ocenjuje direktan uticaj diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga, a zatim i indirektan uticaj pomenutih fiskalnih agregata na spoljnotrgovinsku poziciju Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Ispitivanje indirektnog uticaja fiskalne politike na spoljnu ravnotežu obuhvata analizu efekata supstitucije i apsorpcije. Efekat supstitucije se odnosi na uticaj fiskalne politike koji funkcioniše preko transmisionih mehanizama realnog efektivnog deviznog kursa, nominalnog efektivnog deviznog kursa i odnosa domaćih i stranih cena. Sa druge strane, efekat apsorpcije se odnosi na uticaj fiskalne politike koji funkcioniše preko transmisionih mehanizama lične potrošnje, privatne štednje i bruto investicija u osnovne fondove.

Direktan uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga ocenjen je na osnovu sledećeg VAR 04 modela

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + B X_t + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

gde  $Y_{t-i}$ ,  $i=0,1$  označava kolona vektore endogenih promenljivih (CAAG, CAAR i NX) dimenzija  $3 \times 1$ ,  $A_1$  označava matricu koeficijenata dimenzija  $3 \times 3$  koja odgovara endogenim promenljivim,  $X_t$  označava kolona vektor egzogenih promenljivih (odsečak,



linearni trend, veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva PDV, veštačka promenljiva MMF, veštačka promenljiva izbori i proizvodni jaz na nivou EU, YGAPEU<sup>59</sup>) dimenzija 7x1,  $B$  označava matricu koeficijenata dimenzija 3x7 koja odgovara navedenim egzogenim promenljivim<sup>60</sup>, dok  $\varepsilon_t$ , gde  $\varepsilon_t: N(\mathbf{0}, \Sigma_\varepsilon)$  i  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \Sigma_\varepsilon = I_3$ , predstavlja kolona vektor međusobno nekorelisanih strukturalnih inovacija dimenzija 3x1 koji prati normalni raspored verovatnoće.<sup>61</sup> Matrica  $A_0$ , koja meri zavisnost pomenutih endogenih promenljivih na tekućoj docnji, ima oblik trougaone matrice dobijene uz pomoć Holeskijeve rekurzivne faktorizacije i zadovoljava sledeću matričnu jednačinu

$$A_0 v_t = \varepsilon_t \quad (2.20)$$

gde  $v_t$  predstavlja kolona vektor redukovanih inovacija dimenzija 3x1. U matričnoj notaciji jednačina (2.20) se može zapisati kao

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{caag,t} \\ v_{caar,t} \\ v_{nx,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{caag,t} \\ \varepsilon_{caar,t} \\ \varepsilon_{nx,t} \end{bmatrix} \quad (2.21)$$

iz koje se može uočiti da identifikaciona šema podrazumeva dekompoziciju [CAAG→CAAR→NX] koja dozvoljava tekući uticaj fiskalnih agregata na spoljnotrgovinsku poziciju zemlje, ali ne i obrnuto. Ovako postavljena Holeskijeve dekompozicija u skladu je sa jednačinom (2.18) koja opisuje kretanje spoljnotrgovinskog bilansa u zavisnosti od fiskalne pozicije zemlje, kao i sa većinom navedenih empirijskih doprinosa iz pregleda relevantne literature. U slučaju Republike

<sup>59</sup> Izostavljanje varijacija u poslovnom ciklusu EU za posledicu može imati pristrasne ocene kumulativnih funkcija impulsnog odziva, jer je moguće da proizvodni jaz EU, a ne karakter same fiskalne politike, primarno utiče na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga Republike Srbije. S obzirom da fiskalna pozicija male otvorene privrede kao što je srpska ne može imati uticaja na poslovni ciklus EU, opravdano je da se proizvodni jaz EU uključi kao egzogena kontrolna varijabla u ocenjene VAR specifikacije iz ovog poglavlja teze.

<sup>60</sup> Navedene egzogene promenljive figuriraju i u svim ostalim ocenjenim VAR specifikacijama u okviru ovog poglavlja teze.

<sup>61</sup> Sve ocenjene VAR specifikacije u okviru ovog poglavlja zadovoljavaju uslov stabilnosti, kao i dijagnostičke testove reziduala koji se tiču autokorelacije, heteroskedastičnosti i odstupanja od normalne raspodele. O detaljima rezultata dijagnostičkih testova reziduala ocenjenih VAR modela videti više u tabeli C2 u okviru Priloga C.

Srbije, ovako postavljena Holeskijeva dekompozicija dobija dodatno na značaju, ako se uzme u obzir da je daleko verovatnije da se promene u fiskalnoj poziciji zemlje prelivaju na spoljnotrgovinske tokove, a ne na privredni rast, kao što dokumentuju Ilzetski et al. (2010).

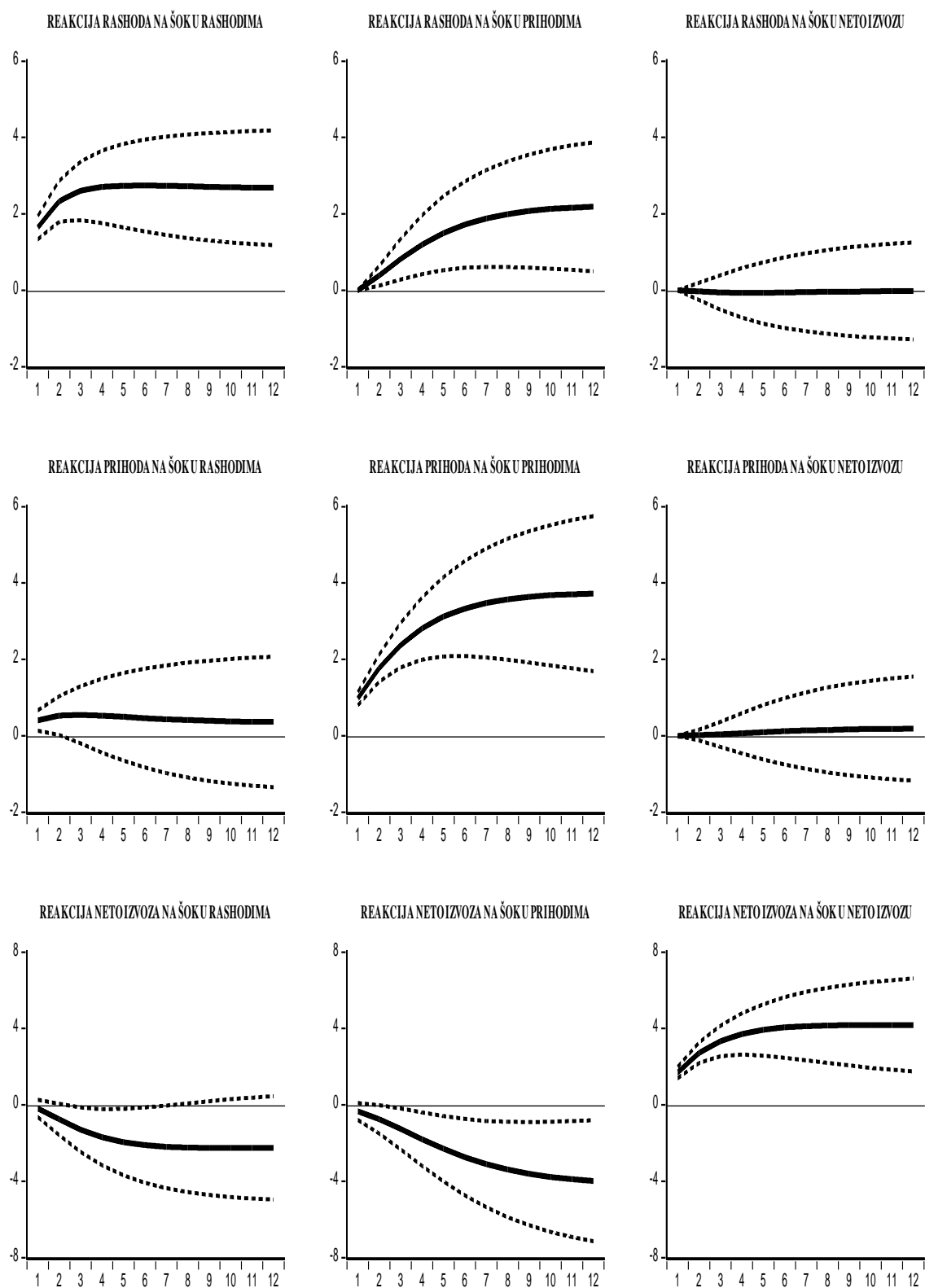
Slika 2.4 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 04 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija duž horizonta predviđanja od 12 kvartala. Prvi red prikazuje funkcije impulsnog odziva za diskrecione primarne javne rashode; drugi red prikazuje funkcije impulsnog odziva za diskrecione javne prihode; treći red prikazuje funkcije impulsnog odziva za spoljnotrgovinski bilans roba i usluga. Prva kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima u visini od 1 standardne devijacije; druga kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u diskrecionim javnim prihodima u visini od 1 standardne devijacije; treća kolona pokazuje reakcije promenljivih na Holeski šok u spoljnotrgovinskom bilansu roba i usluga u visini od 1 standardne devijacije.

Analiza pomenutih funkcija impulsnog odziva pokazuje da nakon neanticipiranog rasta javne potrošnje dolazi do smanjenja učešća spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga u trend BDP-u Republike Srbije za oko 2,25 procentnih poena. Reakcija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iznosi -4,0 procentna poena 12 kvartala nakon pozitivne poreske inovacije. Sa druge strane, reakcija diskrecionih javnih prihoda na šok u diskrecionim primarnim javnim rashodima nije različita od nule duž čitavog horizonta od 12 kvartala. Konačno, reakcija diskrecionih primarnih javnih rashoda na šok u diskrecionim javnim prihodima konzistentna je sa Fridmanovom oporezuj-troši hipotezom, jer dolazi do rasta javne potrošnje od oko 2,7 procentnih poena na kraju analiziranog perioda.<sup>62</sup>

---

<sup>62</sup> VAR specifikacije koje ispituju transmisione mehanizme realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa u okviru ovog poglavlja teze ne odbacuju hipotezu o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta Republike Srbije nakon 2000. godine. Ostale ocenjene VAR specifikacije, međutim, daju prednost Fridmanovoj oporezuj-troši hipotezi, i kvantifikuju rast javne potrošnje od oko 2,5 procentnih poena tri godine nakon pozitivnog poreskog šoka.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1.S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.4: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 04 modela

Statistički značajna reakcija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga nakon pozitivnih inovacija u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima nije u skladu sa hipotezom o Rikardijanskoj ekvivalenciji definisanoj u Barro (1979), koja podrazumeva odsustvo korelacije između fiskalnog i spoljnotrgovinskog bilansa. Ovaj rezultat je, takođe, u skladu sa većinom već pomenutih empirijskih nalaza koji ispituju povezanost fiskalne i spoljnotrgovinske pozicije u slučaju drugih nacionalnih ekonomija.

Rezultati ocenjenih funkcija impulsnog odziva iz VAR 04 modela pokazuju da poreske inovacije imaju kvantitativno značajniji uticaj na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga u odnosu na uticaj neanticipiranog rasta javne potrošnje. Ovaj nalaz potvrđen je i uz pomoć izračunate dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga koja je predstavljena u tabeli 2.2. Prva kolona iz tabele 2.2 prikazuje učešće diskrecionih šokova u primarnim javnim rashodima u objašnjavanju varijabiliteta spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, dok druga kolona prikazuje učešće diskrecionih šokova u javnim prihodima u objašnjavanju varijabiliteta spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga.

Iz rezultata predstavljenih u tabeli 2.2 moguće je izvući dva zaključka. Prvo, šokovi u diskrecionim javnim prihodima imaju relativno veći značaj u objašnjavanju varijabiliteta spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga u odnosu na šokove u diskrecionim primarnim javnim rashodima. Nakon 12 kvartala, šokovi u diskrecionim primarnim javnim rashodima objašnjavaju oko 13 % varijacija u spoljnotrgovinskom bilansu roba i usluga, dok šokovi u diskrecionim javnim prihodima objašnjavaju oko 23 % varijabiliteta spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Drugo, statistički značajan uticaj na varijacije spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga imaju samo šokovi u diskrecionim javnim prihodima.

Uticaj pozitivnih poreskih inovacija na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga moguće je objasniti uz pomoć četiri alternativna transmisiona mehanizma. Prvo, rast poreza dovodi do smanjenja budžetskog deficita, a samim tim i do smanjenja kamatnih stopa na državne obveznice javnog duga. Pad kamatnih stopa dovodi do rasta investicione tražnje, kao što predviđa klasični Mundel-Fleming-ov (eng. Mundell-Fleming) model, i do posledičnog smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga,

kao što predviđa računovodstveni makroekonomski identitet iz (2.3). Drugo, rast javnih prihoda, pre svega usled rasta poreza i doprinosa na rad, kao u Lane & Perotti (1998, 2003), dovodi do rasta jediničnih troškova rada, a samim tim i do pada zaposlenosti,

**Tabela 2.2: VAR 04-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>% CAAG u VARIJABILITETU NX</b>	<b>% CAAR u VARIJABILITETU NX</b>
<b>1</b>	<b>1,06</b> (3,11)	<b>3,99</b> (4,73)
<b>2</b>	<b>8,09</b> (6,23)	<b>6,35</b> (5,67)
<b>3</b>	<b>12,00</b> (8,18)	<b>9,91</b> (7,27)
<b>4</b>	<b>13,41</b> (9,03)	<b>13,63</b> (8,81)
<b>5</b>	<b>13,68</b> (9,35)	<b>16,77</b> (9,97)
<b>6</b>	<b>13,57</b> (9,43)	<b>19,06</b> (10,76)
<b>7</b>	<b>13,40</b> (9,43)	<b>20,58</b> (11,26)
<b>8</b>	<b>13,26</b> (9,41)	<b>21,51</b> (11,57)
<b>9</b>	<b>13,17</b> (9,38)	<b>22,06</b> (11,77)
<b>10</b>	<b>13,12</b> (9,37)	<b>22,36</b> (11,90)
<b>11</b>	<b>13,09</b> (9,35)	<b>22,52</b> (11,98)
<b>12</b>	<b>13,08</b> (9,34)	<b>22,60</b> (12,04)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 04 modela: CAAG→CAAR→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; NX-spoljnotrgovinski bilans roba i usluga.

proizvodnje i profitabilnosti u sektoru razmenljivih roba i usluga, što implicira pad izvoza i posledični rast spoljnotrgovinskog deficita.<sup>63</sup> Treće, rast poreskog opterećenja može dovesti, takođe, do kontrakcije privatne štednje čije se smanjenje automatski preliva na rast spoljnotrgovinskog deficita roba i usluga preko smanjenja izvoza i/ili povećanja uvoza roba i usluga. Četvrto, rast poreskog opterećenja, preko transmissionog mehanizma relativnog Tobinovog Q<sup>64</sup>, može dovesti do rasta stranih direktnih investicija u sektor nerazmenljivih roba i usluga, što, posledično, usled aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa i visokog udela uvoza u strukturi stranih direktnih investicija, dovodi do rasta spoljnotrgovinskog deficita roba i usluga.

Rezultati VAR 04 modela se odnose, međutim, samo na direktan uticaj neanticipiranih promena u fiskalnoj politici na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, i ne uzimaju u obzir transmisionne mehanizme pomoću kojih javna potrošnja i diskrecioni javni prihodi utiču na spoljnotrgovinsku ravnotežu Republike Srbije nakon 2000. godine. U okviru VAR 05 modela se, stoga, ispituje uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga preko transmissionog mehanizma realnog efektivnog deviznog kursa.

Identifikaciona šema VAR 05 modela reda dva podrazumeva Holeskijevu dekompoziciju [CAAG→CAAR→REER→NX].<sup>65</sup> Slika 2.5 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 05 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija duž horizonta predviđanja od 12 kvartala.

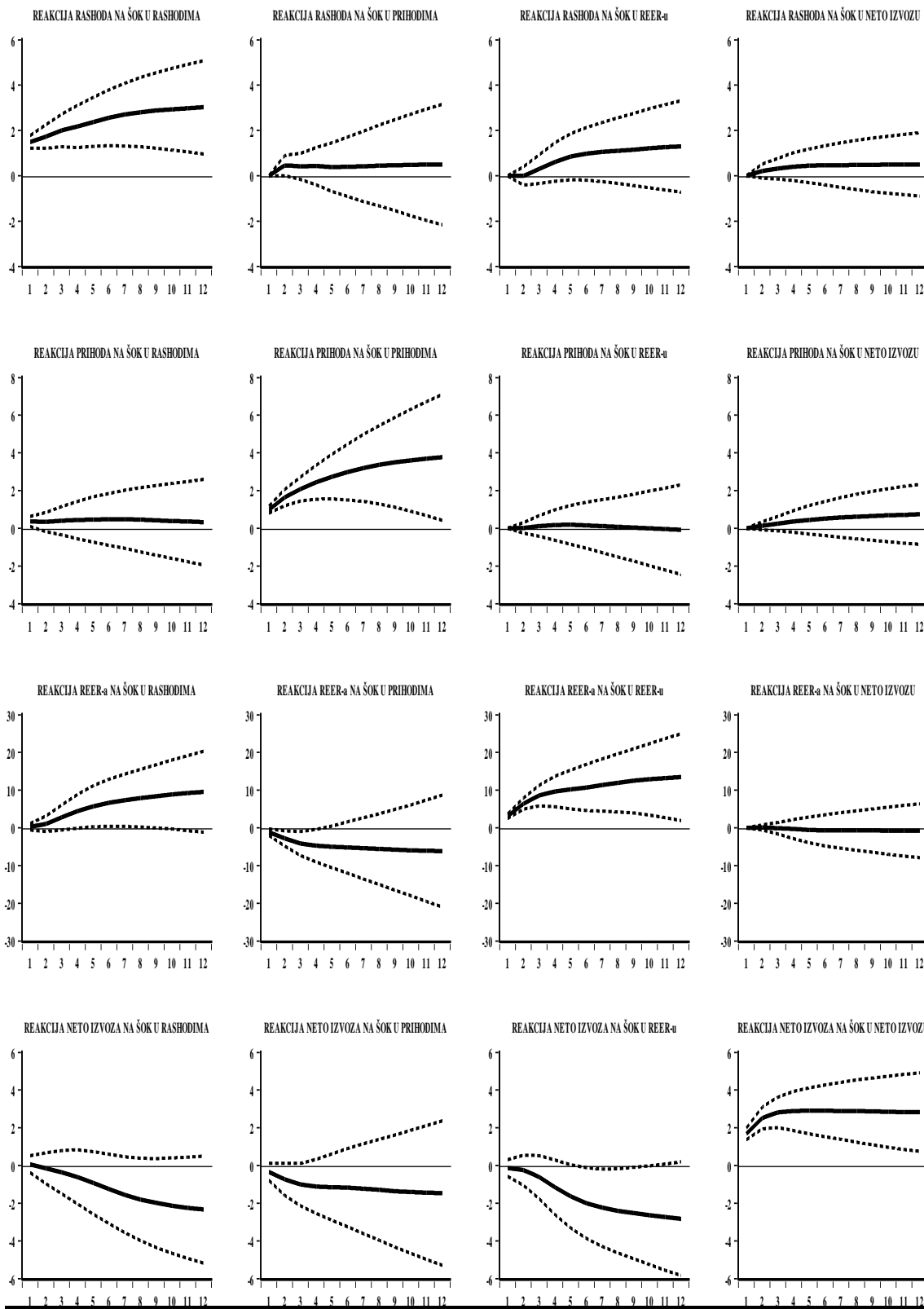
---

<sup>63</sup> Rast poreza, usled smanjenja budžetskog deficita i kamatnih stopa na državne obveznice javnog duga, indirektno utiče na rast spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa, pod pretpostavkom da su zadovoljeni Maršal-Lernerovi uslovi. Opisani indirektni uticaj rasta poreza na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga nije, međutim, dovoljan da nadjača direktan uticaj rasta poreza na visinu jediničnih troškova rada u modelu Lane-a & Perotti-a (1998, 2003).

<sup>64</sup> Relativno Tobinovo Q predstavlja odnos Tobinovog Q reprezentativnog preduzeća iz sektora nerazmenljivih roba i usluga i Tobinovog Q reprezentativnog preduzeća iz sektora razmenljivih roba i usluga, gde se Tobinovo Q definiše kao količnik tržišne i knjigovodstvene vrednosti preduzeća.

<sup>65</sup> Matrični zapis VAR 05 modela, kao i ostalih VAR modela u okviru ovog poglavlja teze, može se predstaviti na identičan način kao u slučaju VAR 04 modela, i u nastavku teksta neće biti eksplicitno razmatran. Biće predstavljene, stoga, samo odgovarajuće Holeskijeve dekompozicije respektivnih VAR specifikacija.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.5: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 05 modela

Ocenjene kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 05 modela pokazuju da dolazi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga nakon pozitivnih inovacija u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima. Empirijski nalazi nisu, međutim, identični onima iz VAR 04 modela: učešće spoljnotrgovinskog bilansa u trend BDP-u se opet smanjuje za oko 2,25 procentnih poena nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji, ali je pomenuti uticaj statistički značajan samo na nivou značajnosti od 10%. Sa druge strane, spoljnotrgovinski bilans se smanjuje za samo 1 procentni poen nakon pozitivne poreske inovacije, pri čemu statistička značajnost ocenjene reakcije iščezava iz sistema godinu dana nakon neanticipiranog rasta poreskog opterećenja, što nije podudarno sa ocenjenim efektima poreskih šokova iz VAR 04 modela. Navedeni rezultati pokazuju, dakle, da je izostavljanje realnog efektivnog deviznog kursa iz VAR 04 specifikacije dovelo do pristrasnih ocena reakcije spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga na pozitivne poreske inovacije.

Aprecijacija realnog efektivnog deviznog kursa dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa za oko 3 procentna poena 12 kvartala nakon nepredviđenog poremećaja u kretanju realnog efektivnog deviznog kursa, pri čemu je dinamika realnog kursa uslovljena prvenstveno šokovima u diskrecionim primarnim javnim rashodima. Preciznije, pozitivan Holeski šok u visini od 1 standardne devijacije u diskrecionoj javnoj potrošnji dovodi do aprecijacije realnog kursa za oko 9 indeksnih poena, dok pozitivan Holeski šok u visini od 1 standardne devijacije u diskrecionim javnim prihodima dovodi do deprecijacije realnog kursa za oko 5 indeksnih poena, pri čemu efekti poreskih šokova iščezavaju iz sistema nakon 6 kvartala.

Rezultati VAR 05 modela pokazuju, dakle, da se promene u analiziranim fiskalnim agregatima prelivaju na spoljnotrgovinsku ravnotežu preko promena u realnom efektivnom deviznom kursu, i impliciraju zadovoljenost Maršal-Lernerovih uslova u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Rast javne potrošnje, i posledični rast budžetskog deficita i domaće apsorpcije, dovodi do aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa koja se dalje preliva na smanjenje učešća spoljnotrgovinskog bilansa u trend BDP-u. Slično, rast poreza, i posledično smanjenje budžetskog deficita i domaće apsorpcije, dovodi do deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa koja se dalje preliva na povećanje učešća spoljnotrgovinskog bilansa u trend BDP-u. Uticaj



pozitivnog šoka u javnoj potrošnji na realni efektivni devizni kurs je, međutim, kvantitativno snažniji u odnosu na uticaj pozitivnog poreskog šoka, što implicira da neanticipirani rast budžetskog deficita funkcioniše u pravcu aprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa, rezultat u skladu sa tradicionalnim Mundel-Flemingovim modelom, standardnim neokejnzijanskim DSGE modelom, kao i sa empirijskim nalazima izloženim u Lane & Perotti (1998, 2003), Corsetti et al. (2006), Beetsma et al. (2009) i Bluedorn & Leigh (2011).

Tabela 2.3 predstavlja rezultate izračunate dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga na osnovu ocenjenog VAR 05 modela. Rezultati predstavljeni u tabeli 10 pokazuju: 1) da relativno najveći značaj u objašnjavanju varijabiliteta spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga imaju šokovi u realnom efektivnom deviznom kursu; 2) da jedino šokovi u realnom kursu imaju statistički značajan uticaj na varijacije spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, pri čemu se procenat objašnjenih varijacija po osnovu kursnih šokova kreće na nivou od oko 20%.

Ekonometrijski rezultati iz VAR 05 modela naglašavaju značaj transmisionog mehanizma realnog efektivnog deviznog kursa na formiranje i dinamiku spoljnotrgovinske neravnoteže Republike Srbije nakon 2000. godine. Ocenjena VAR 05 specifikacija ne ispituje, međutim, kako varijacije u komponentama realnog efektivnog deviznog kursa-nominalni efektivni devizni kurs i odnos domaćih i stranih cena-utiču na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga.

U okviru VAR 06 model reda četiri se, stoga, analizira uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga preko transmisionih mehanizama nominalnog efektivnog deviznog kursa i odnosa domaćih i stranih cena. Ocenjivanje VAR 06 modela ima, dakle, za cilj: 1) da utvrdi da li transmisioni mehanizam realnog efektivnog deviznog kursa funkcioniše preko kanala nominalnog efektivnog deviznog kursa i/ili odnosa domaćih i stranih cena; 2) da minimizira potencijalnu pristrasnost ocena do sada ocenjenih VAR modela aproksimirajući odnose razmene uz pomoć odnosa domaćih i stranih cena.

**Tabela 2.3: VAR 05-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>% CAAG u VARIJABILITETU NX</b>	<b>% CAAR u VARIJABILITETU NX</b>	<b>% REER-a u VARIJABILITETU NX</b>
<b>1</b>	<b>0,13</b> (2,40)	<b>3,85</b> (4,91)	<b>0,60</b> (2,64)
<b>2</b>	<b>1,24</b> (3,51)	<b>7,05</b> (7,01)	<b>0,86</b> (3,51)
<b>3</b>	<b>2,25</b> (4,70)	<b>8,26</b> (7,64)	<b>4,01</b> (5,78)
<b>4</b>	<b>3,42</b> (5,72)	<b>7,87</b> (7,70)	<b>9,68</b> (8,11)
<b>5</b>	<b>5,12</b> (6,39)	<b>7,34</b> (7,67)	<b>13,95</b> (9,28)
<b>6</b>	<b>7,03</b> (6,93)	<b>7,01</b> 7,72	<b>15,83</b> (9,61)
<b>7</b>	<b>8,59</b> (7,38)	<b>6,87</b> 7,85	<b>16,43</b> (9,67)
<b>8</b>	<b>9,58</b> (7,72)	<b>6,83</b> 8,02	<b>16,64</b> (9,71)
<b>9</b>	<b>10,12</b> (7,94)	<b>6,83</b> 8,19	<b>16,78</b> (9,77)
<b>10</b>	<b>10,43</b> (8,08)	<b>6,82</b> (8,34)	<b>16,91</b> (9,82)
<b>11</b>	<b>10,61</b> (8,19)	<b>6,81</b> (8,48)	<b>17,02</b> (9,88)
<b>12</b>	<b>10,74</b> (8,27)	<b>6,81</b> (8,60)	<b>17,09</b> (9,91)

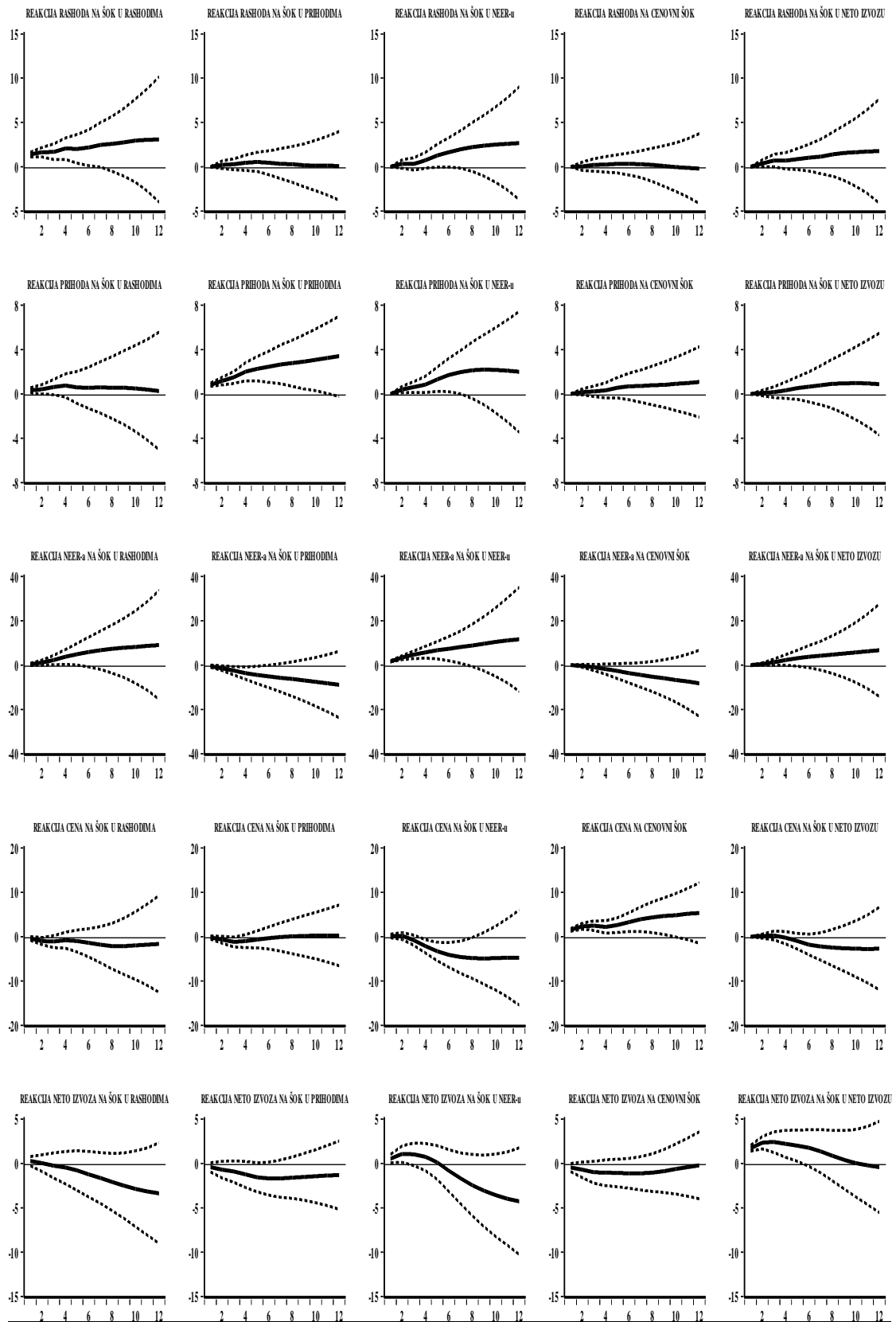
Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 05 modela: CAAG→CAAR→REER→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; REER-realni efektivni devizni kurs; NX-spoljnotrgovinski bilans.

Identifikaciona šema VAR 06 modela podrazumeva Holeskijevu dekompoziciju [CAAG→CAAR→NEER→P<sup>D</sup>/P<sup>F</sup>→NX]. Slika 2.6 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 06 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija duž horizonta predviđanja od 12 kvartala.

Analiza kumulativnih funkcija impulsnog odziva sa slike 2.6 pokazuje da reakcija spoljnotrgovinskog bilansa na aprecijacijski šok u nominalnom efektivnom deviznom kursu prati oblik obrnute J-krive, kao u Petrović & Gligorić (2010). U prvih godinu dana nakon aprecijacijskog šoka u nominalnom efektivnom deviznom kursu dolazi do poboljšanja u spoljnotrgovinskom bilansu roba i usluga, a zatim i do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa od oko 4 procentna poena na kraju horizonta predviđanja od 12 kvartala. Pozitivne inovacije u javnoj potrošnji, kao i u slučaju realnog efektivnog deviznog kursa, imaju relativno snažniji uticaj (po apsolutnoj vrednosti) na dinamiku nominalnog efektivnog deviznog kursa u odnosu na pozitivne inovacije u diskrecionim javnim prihodima.

Sa druge strane, neanticipirane promene u odnosu domaćih i stranih cena nemaju statistički značajan uticaj na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Odnos domaćih i stranih cena ne zavisi, takođe, od neanticipiranih promena u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima. Nalaze ocenjenih funkcija impulsnog odziva potvrđuju i rezultati dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iz VAR 06 modela, predstavljeni u tabeli 2.4. Preciznije, šokovi u nominalnom efektivnom deviznom kursu odgovorni su za oko 40% varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, dok je uticaj šokova u odnosu domaćih i stranih cena statistički i kvantitativno zanemarljiv.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.6: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 06 modela

Iz predstavljenih rezultata VAR 05 i VAR 06 modela, koji ispituju transmisioni mehanizam efekta supstitucije nakon 2000. godine, moguće je izvući sledeće zaključke: 1) šokovi u realnom efektivnom deviznom kursu statistički značajno utiču na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga; 2) varijacije u realnom efektivnom deviznom kursu su, prevashodno, uslovljene varijacijama u nominalnom efektivnom deviznom kursu, a ne varijacijama u odnosu domaćih i stranih cena; 3) dinamika realnog i nominalnog deviznog kursa je pod relativno snažnijim uticajem diskrecionih šokova u javnoj potrošnji. Navedeni rezultati podudarni su sa rezultatima iz Lane & Perotti (1998, 2003), Corsetti et al. (2006), Beetsma et al. (2008) i Bluedorn & Leigh (2011) koji analiziraju slučajeve razvijenih ekonomija OECD-a i EU.

Fiskalna politika, pored već analiziranog efekta supstitucije, može da utiče na kretanja u spoljnotrgovinskom bilansu i preko efekta apsorpcije koji funkcioniše preko transmisionih mehanizama lične potrošnje, privatne štednje i bruto investicija u osnovne fondove. VAR modeli koji slede u nastavku ovog poglavlja imaju, dakle, za cilj da empirijski ispituju relevantnost pomenutih transmisionih mehanizama u formiranju spoljne neravnoteže Republike Srbije nakon 2000. godine.

VAR 07 model reda dva ispituje uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga preko transmisionog mehanizma lične potrošnje domaćinstava. Identifikaciona šema VAR 07 modela podrazumeva rekurzivnu Holeskijevu dekompoziciju [CAAG→CAAR→C→NX]. Slika 2.7 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 07 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija.

**Tabela 2.4: VAR 06-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT</b>	<b>% CAAG u</b>	<b>% CAAR u</b>	<b>% NEER u</b>	<b>% P<sup>d</sup>/P<sup>f</sup> u</b>
<b>PREDVIĐANJA VARIJABILITETU</b>	<b>VARIJABILITETU</b>	<b>VARIJABILITETU</b>	<b>VARIJABILITETU</b>	<b>VARIJABILITETU</b>
<b>(i)</b>	<b>NX</b>	<b>NX</b>	<b>NX</b>	<b>NX</b>
<b>1</b>	<b>1,75</b> (3,81)	<b>5,19</b> (5,54)	<b>7,63</b> (6,07)	<b>5,91</b> (5,24)
<b>2</b>	<b>2,55</b> (4,24)	<b>6,11</b> (6,36)	<b>11,87</b> (8,17)	<b>6,43</b> (6,03)
<b>3</b>	<b>4,04</b> (6,10)	<b>6,78</b> (6,62)	<b>11,43</b> (7,72)	<b>7,56</b> (6,67)
<b>4</b>	<b>4,90</b> (6,79)	<b>8,46</b> (6,91)	<b>12,43</b> (7,92)	<b>7,24</b> (6,48)
<b>5</b>	<b>6,38</b> (7,22)	<b>9,37</b> (6,51)	<b>17,89</b> (9,35)	<b>6,40</b> (6,10)
<b>6</b>	<b>8,07</b> (7,37)	<b>8,13</b> (6,03)	<b>27,25</b> (10,83)	<b>5,38</b> (5,73)
<b>7</b>	<b>9,30</b> (7,50)	<b>6,97</b> (5,71)	<b>33,28</b> (11,57)	<b>4,61</b> (5,53)
<b>8</b>	<b>10,36</b> (7,79)	<b>6,26</b> (5,62)	<b>36,00</b> (11,82)	<b>4,15</b> (5,40)
<b>9</b>	<b>11,16</b> (8,13)	<b>5,85</b> (5,73)	<b>37,22</b> (11,84)	<b>4,07</b> (5,42)
<b>10</b>	<b>11,81</b> (8,44)	<b>5,58</b> (5,89)	<b>37,56</b> (11,75)	<b>4,37</b> (5,57)
<b>11</b>	<b>12,25</b> (8,64)	<b>5,43</b> (6,06)	<b>37,64</b> (11,71)	<b>4,71</b> (5,74)
<b>12</b>	<b>12,40</b> (8,74)	<b>5,35</b> (6,18)	<b>37,76</b> (11,71)	<b>4,94</b> (5,85)

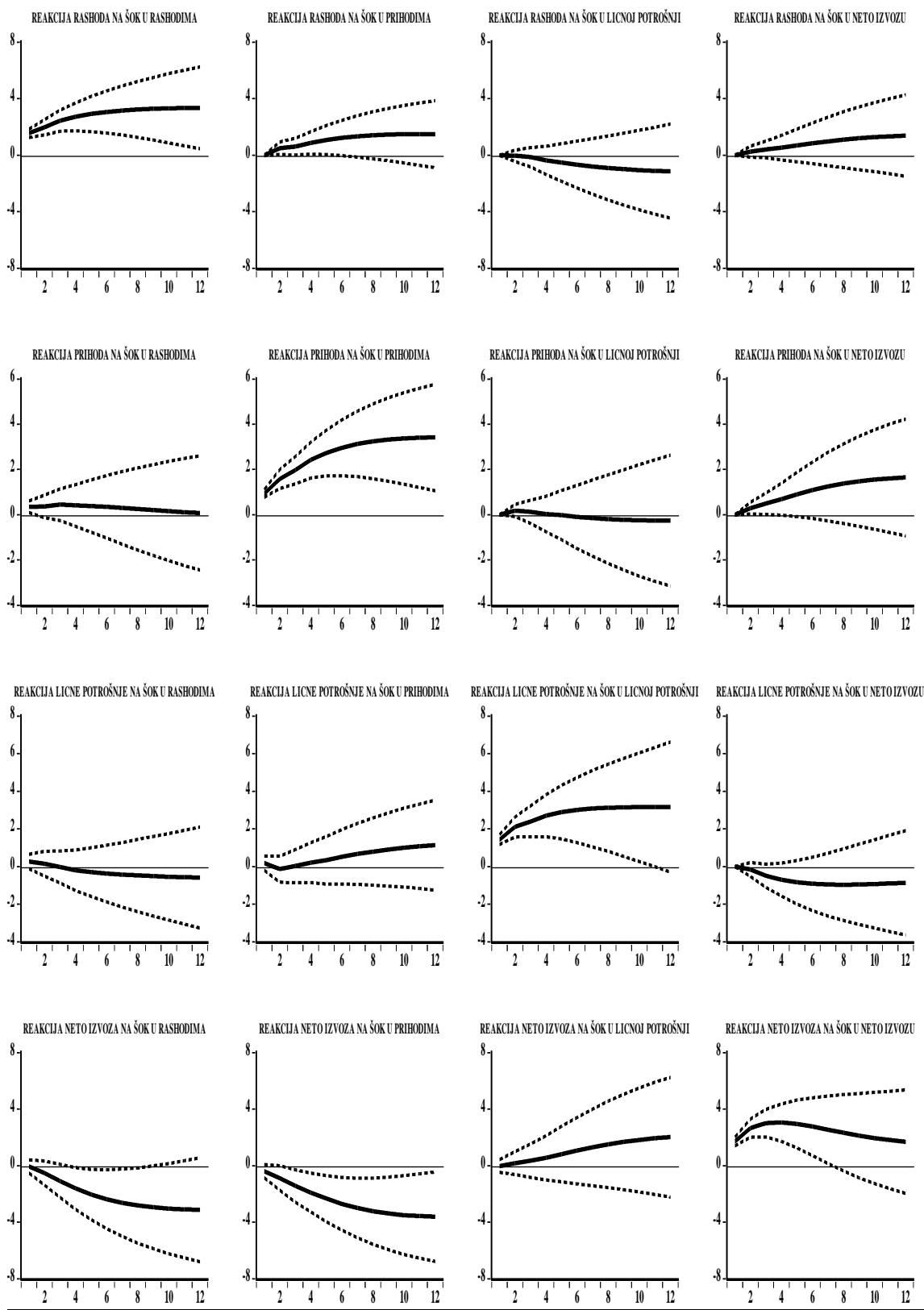
Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 06 modela: CAAG→CAAR→NEER→P<sup>d</sup>/P<sup>f</sup>→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; NEER-nominalni efektivni devizni kurs; P<sup>D</sup>/P<sup>F</sup>-odnos domaćih i stranih cena; NX-spoljnotrgovinski bilans roba i usluga.

Analiza kumulativnih funkcija impulsnog odziva sa slike 2.7 pokazuje da transmisioni mehanizam koji funkcioniše preko promena u ličnoj potrošnji domaćinstava nije relevantan u objašnjavanju varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Drugim rečima, lična potrošnja ne reaguje na pozitivne inovacije u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima, dok varijacije u spoljnotrgovinskom bilansu nisu pod uticajem šokova u ličnoj potrošnji. Rezultati kumulativnih funkcija impulsnog odziva saglasni su sa rezultatima dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iz VAR 07 modela koji su predstavljeni u tabeli 2.5. Preciznije, neanticipirane promene u ličnoj potrošnji domaćinstava objašnjavaju svega 5% varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, pri čemu ocenjeni uticaj nije statistički značajan čak ni na nivou značajnosti od 10%.

Analiza rezultata kumulativnih funkcija impulsnog odziva i dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iz ocenjenog VAR 07 modela upućuje da hipoteza o Rikardijanskoj ekvivalenciji u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine nije potvrđena, s obzirom da ova hipoteza podrazumeva kontrakciju lične potrošnje nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji, kao što impliciraju Obstfeld-Rogoff-ov model i standardni neokejnzijanski DSGE model. Ovaj rezultat je, takođe, u suprotnosti sa empirijskim rezultatima izloženim u Monacelli & Perotti (2010), Abbas et al. (2011) i Boileu & Normandin (2012), koji pronalaze da nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji dolazi do rasta lične potrošnje usled nerikardijanskog ponašanja relevantnih ekonomskih agenata.

Potencijalna objašnjenja za opisane reakcije lične potrošnje na pozitivne fiskalne inovacije mogu se pronaći: 1) u obuhvatanju potrošne reakcije kroz impulsni odziv javne potrošnje, usled preliivanja značajnog dela javne potrošnje na ličnu potrošnju, pre svega preko plata i penzija u javnom sektoru koje konstituišu oko 50 % ukupnih javnih rashoda; 2) u relativno visokoj graničnoj sklonosti potrošnji domaćinstava koja, usled relativno niskih prosečnih dohodaka, nisu spremna da prihvate dalji pad životnog standarda kroz korekciju svoje potrošnje naniže nakon pozitivnih budžetskih inovacija; 3) u odsustvu racionalnih očekivanja domaćinstava koja ne vrše intertemporalnu optimizaciju lične potrošnje sa ciljem maksimiziranja sopstvenog blagostanja.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.7: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 07 modela



**Tabela 2.5: VAR 07-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT</b>	<b>% CAAG u</b>	<b>% CAAR u</b>	<b>% C u</b>
<b>PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>
<b>1</b>	<b>0,16</b> (2,42)	<b>5,25</b> (5,45)	<b>0,03</b> (2,00)
<b>2</b>	<b>4,81</b> (5,36)	<b>8,74</b> (7,09)	<b>1,00</b> (3,04)
<b>3</b>	<b>10,05</b> (7,30)	<b>13,43</b> (8,01)	<b>1,45</b> (3,93)
<b>4</b>	<b>13,86</b> (8,65)	<b>15,99</b> (8,52)	<b>2,05</b> (4,81)
<b>5</b>	<b>15,89</b> (9,39)	<b>17,78</b> (9,01)	<b>2,93</b> (5,63)
<b>6</b>	<b>16,77</b> (9,80)	<b>18,93</b> (9,34)	<b>3,71</b> (6,30)
<b>7</b>	<b>17,11</b> (10,04)	<b>19,48</b> (9,55)	<b>4,36</b> (6,85)
<b>8</b>	<b>17,17</b> (10,18)	<b>19,73</b> (9,66)	<b>4,86</b> (7,29)
<b>9</b>	<b>17,14</b> (10,25)	<b>19,80</b> (9,72)	<b>5,21</b> (7,63)
<b>10</b>	<b>17,08</b> (10,30)	<b>19,78</b> (9,74)	<b>5,44</b> (7,91)
<b>11</b>	<b>17,02</b> (10,32)	<b>19,74</b> (9,75)	<b>5,59</b> (8,13)
<b>12</b>	<b>16,99</b> (10,33)	<b>19,70</b> (9,74)	<b>5,67</b> (8,31)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 07 modela: CAAG→CAAR→C→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; C-potrošnja stanovništva; NX-spoljnotrgovinski bilans.

Odsustvo potrošnog transmisionog mehanizma ne znači, međutim, da je apsorpcioni kanal u potpunosti irelevantan u objašnjavanju formiranja i dinamike spoljnotrgovinske ravnoteže u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Drugim rečima, moguće je da domaćinstva u Srbiji reaguju na pozitivne fiskalne inovacije tako što koriguju svoju privatnu štednju, a ne ličnu potrošnju. VAR 08 specifikacija ima za cilj, stoga, da ispita transmisioni mehanizam privatne štednje u okviru efekta apsorpcije na formiranje i dinamiku spoljnotrgovinske ravnoteže u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

Identifikaciona šema VAR 08 modela reda 1 podrazumeva Holeskijevu rekurzivnu dekompoziciju [CAAG→CAAR→S<sub>P</sub>→NX]. Slika 2.8 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 08 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija duž horizonta predviđanja od 12 kvartala. Tabela 2.6 predstavlja rezultate izračunate dekompozicije varijanse greške predviđanja čiji je cilj da kvantifikuje pojedinačni doprinos fiskalnih i štednih šokova na varijacije u spoljnotrgovinskom bilansu roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.

Analiza kumulativnih funkcija impulsnog odziva sa slike 2.8 pokazuje da rast privatne štednje domaćinstava deluje u pravcu poboljšanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga-učešće spoljnotrgovinskog bilansa u trend BDP-u raste za oko 2 procentna poena tri godine nakon pozitivnog šoka u privatnoj štednji. S obzirom da fiskalne inovacije utiču na spoljnotrgovinsku poziciju zemlje preko svog uticaja na ponašanje privatne štednje, može se zaključiti da dobijeni rezultati ne idu u prilog hipotezi o Rikardijanskoj ekvivalenciji, koja implicira odsustvo korelacije između fiskalne i spoljnotrgovinske pozicije nacionalne ekonomije. Navedeni rezultati saglasni su sa empirijskim nalazima iz Corsetti et al. (2006) i Kim & Roubini (2008) koji, takođe, odbacuju hipotezu o Rikardijanskoj ekvivalenciji u slučajevima SAD, UK-a, Australije i Kanade.

Reakcija privatne štednje na pozitivne fiskalne inovacije ima, međutim, parcijalan rikardijanski karakter, imajući u vidu statistički značajne promene u privatnoj štednji domaćinstava nakon neanticipiranih promena u fiskalnoj politici.<sup>66</sup> Pozitivne inovacije u

---

<sup>66</sup> Pod parcijalnim rikardijanskim ponašanjem privatne štednje podrazumeva se kretanje privatne i javne štednje u smeru koji implicira hipotezu o Rikardijanskoj ekvivalenciji, pri čemu, međutim, promene u dve pomenute kategorije štednje ne stoje u odnosu 1:1.

javnoj potrošnji dovode do rasta učešća privatne štednje u BDP-u za oko 1,5 procentnih poena nakon 18 meseci, dok pozitivne inovacije u diskrecionim javnim prihodima dovode do smanjenja učešća privatne štednje u BDP-u za oko 2,5 procentnih poena tri godine nakon poreskog šoka. Rast diskrecionih javnih prihoda ima perzistentniji, i po apsolutnoj vrednosti kvantitativno jači, uticaj na ponašanje privatne štednje stanovništva u odnosu na uticaj pozitivnih inovacija u javnoj potrošnji, najverovatnije usled njihovog direktnog efekta na ukupan dohodak domaćinstava.

Od interesa je na ovom mestu napomenuti da varijacije u agregatnoj privatnoj štednji ne moraju nužno biti posledica promena u fiskalnoj politici. Rapidan rast privatne štednje domaćinstava u Republici Srbiji sa minimalne vrednosti od oko -9,5% BDP-a na početku 2005. godine na oko 8,5% BDP-a na kraju 2017. godine, iako konzistentan sa parcijalnim rikardijanskim ponašanjem, može biti posledica razvoja finansijskog sistema Republike Srbije nakon 2000. godine. Drugim rečima, rast privatne štednje, omogućen restrukturiranjem bankarskog sistema nakon ulaska stranih banaka na domaće finansijsko tržište, posledica je sprovedenih reformi unutar finansijskog sistema Republike Srbije, a ne reakcije domaćinstava na promene u fiskalnoj politici. Razvoj bankarskog sistema predstavlja, dakle, potencijalno relevantnu izostavljenu objašnjavajuću promenljivu, što implicira pristrasnost ocena kumulativnih funkcija impulsnog odziva iz VAR 08 modela. Uključivanje stepena razvijenosti bankarskog sistema u empirijsku analizu podrazumevalo bi, međutim, odgovarajuću identifikaciju i merenje pomenutog stepena razvijenosti, što je izvan okvira analize ove doktorske disertacije.

Šokovi u ponašanju privatne štednje domaćinstava u stanju su da objasne oko 30% varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, i statistički su značajni na nivou od 5%. Rezultati dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iz tabele 2.6 potvrđuju, dakle, nezanemarljiv relativni značaj štednog transmissionog kanala u objašnjavanju dinamike spoljne neravnoteže Republike Srbije nakon 2000. godine.

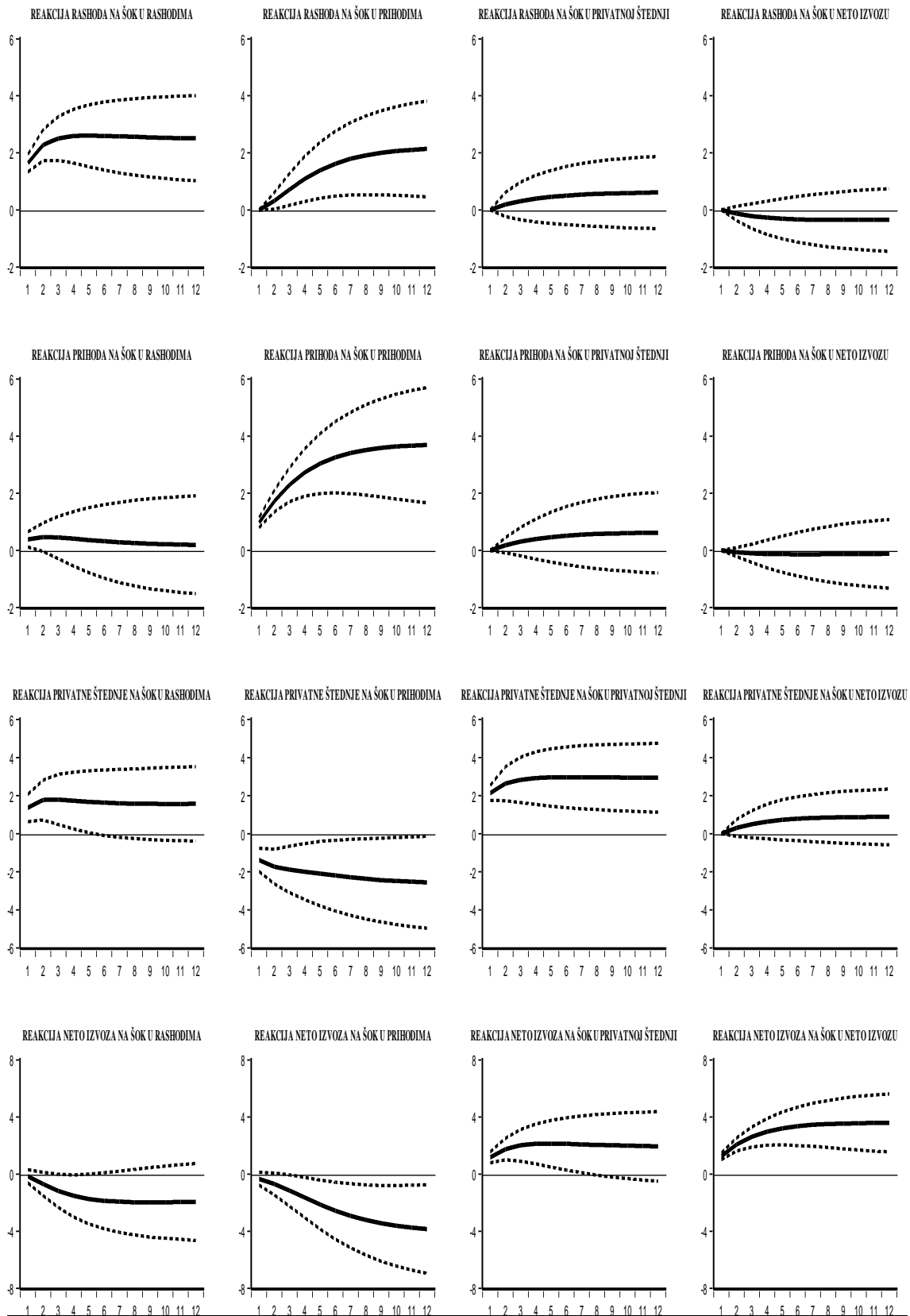
Rezultati iz ocenjenog VAR 08 modela ne objašnjavaju, međutim, da li transmisioni mehanizam privatne štednje utiče na spoljnotrgovinsku poziciju zemlje preko svog

uticaja na izvoz roba i usluga i/ili uvoz roba i usluga. Rast privatne štednje može dovesti do rasta domaćih privatnih investicija, što zatim može pozitivno uticati na izvoz roba i usluga, a samim tim i na poboljšanje spoljnotrgovinske pozicije zemlje. Sa druge strane, rast privatne štednje utiče i na smanjenje uvoza roba i usluga, što povoljno utiče na kretanja u spoljnotrgovinskom bilansu, s obzirom da se veći deo raspoloživog dohotka ne alocira na potrošnju roba i usluga, koja se, u slučaju ekonomija kao što je srpska, u značajnom obimu oslanja na uvoz iz inostranstva. Varijacije u privatnoj štednji domaćinstava utiču, najverovatnije, na dinamiku uvoza roba i usluga, imajući u vidu kretanje domaće akumulacije i izvoza roba i usluga Republike Srbije nakon 2000.godine. Drugim rečima, dokumentovane stilizovane činjenice idu u prilog tvrdnji da privatna štednja ne generiše dovoljno privatnih investicija koje bi bile u stanju da povećaju učešće izvoza u trend BDP-u. Od interesa je, stoga, da se u budućim istraživanjima ocene pojedinačne elastičnosti izvoza i uvoza roba i usluga na promene u privatnoj štednji domaćinstava u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

Empirijski rezultati iz VAR 07 i VAR 08 specifikacija govore u prilog relevantnosti transmisionog mehanizma koji funkcioniše preko promena u privatnoj štednji domaćinstava. Ovi nalazi potvrđuju, dakle, da je transmisioni mehanizam privatne štednje značajniji u objašnjavanju varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga od transmisionog mehanizma lične potrošnje. Drugim rečima, domaćinstva u Srbiji su spremnija da koriguju svoju privatnu štednju u odnosu na izdatke za ličnu potrošnju. Analiza u okviru VAR 07 i VAR 08 modela ne tretira, međutim, pitanje investicionog transmisionog mehanizma u okviru efekta apsorpcije. VAR 09 specifikacija ispituje, stoga, kako fiskalna politika, preko svog uticaja na investicione odluke relevantnih privrednih subjekata, utiče na spoljnotrgovinsku poziciju Republike Srbije nakon 2000. godine.

Identifikaciona šema VAR 09 modela reda jedan podrazumeva Holeskijevu dekompoziciju [CAAG→CAAR→I→NX]. Slika 2.9 prikazuje kumulativne funkcije impulsnog odziva iz VAR 09 modela zajedno sa 95% intervalima poverenja dobijenim uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija duž horizonta predviđanja od 12 kvartala. Tabela 2.7 prikazuje rezultate dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa u odnosu na doprinose investicionih i fiskalnih šokova.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1.S.D. HOLESKI ŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.8: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 08 modela

**Tabela 2.6: VAR 08-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT</b>	<b>% CAAG u</b>	<b>% CAAR u</b>	<b>% S<sub>p</sub> u</b>
<b>PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>
<b>1</b>	<b>0,83</b> (2,96)	<b>3,70</b> (4,77)	<b>44,72</b> (8,97)
<b>2</b>	<b>7,03</b> (5,98)	<b>5,54</b> (5,57)	<b>37,95</b> (9,34)
<b>3</b>	<b>10,48</b> (7,76)	<b>8,67</b> (7,03)	<b>33,43</b> (9,34)
<b>4</b>	<b>11,66</b> (8,51)	<b>12,20</b> (8,45)	<b>30,67</b> (9,18)
<b>5</b>	<b>11,81</b> (8,75)	<b>15,33</b> (9,55)	<b>29,00</b> (9,03)
<b>6</b>	<b>11,65</b> (8,78)	<b>17,70</b> (10,30)	<b>27,97</b> (8,94)
<b>7</b>	<b>11,45</b> (8,74)	<b>19,32</b> (10,78)	<b>27,36</b> (8,88)
<b>8</b>	<b>11,31</b> (8,68)	<b>20,35</b> (11,09)	<b>27,00</b> (8,85)
<b>9</b>	<b>11,21</b> (8,64)	<b>20,97</b> (11,29)	<b>26,79</b> (8,84)
<b>10</b>	<b>11,16</b> (8,61)	<b>21,32</b> (11,42)	<b>26,68</b> (8,84)
<b>11</b>	<b>11,13</b> (8,59)	<b>21,52</b> (11,51)	<b>26,61</b> (8,84)
<b>12</b>	<b>11,12</b> (8,58)	<b>21,63</b> (11,57)	<b>26,58</b> (8,84)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 08 modela: CAAG→CAAR→S<sub>p</sub>→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; S<sub>p</sub>-privatna štednja; NX-spoljnotrgovinski bilans.

Analiza kumulativnih funkcija impulsnog odziva sa slike 2.9 pokazuje da investicioni šok u visini od 1 Holeski standardne devijacije dovodi do smanjenja učešća spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga u trend BDP-u za oko 2,5 procentnih poena tri godine nakon inicijalnog šoka u bruto investicijama. Bruto investicije u osnovne fondove rastu nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji, ali i nakon pozitivne inovacije u diskrecionim javnim приходima. Preciznije, rast bruto investicija nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji iznosi oko 1,5 procentnih poena dve godine nakon inicijalnog šoka u diskrecionim javnim rashodima, dok rast investicija iznosi oko 3 procentna poena 12 kvartala nakon inicijalnog poreskog šoka.

Rast bruto investicija u osnovne fondove nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji nije u skladu sa predviđanjima Mandel-Fleming-ovog modela, kao ni sa predviđanjima standardnog neokejnzijanskog DSGE modela. Ovaj rezultat nije u saglasnosti, takođe, ni sa empirijskim nalazima iz Kim & Roubini (2008) i Bluedorn & Leigh (2011). Rast bruto investicija u osnovne fondove nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji ima, međutim, svoje teorijsko utemeljenje u neoklasičnoj ekonomskoj teoriji, kao i u kejnzijanskoj makroekonomskoj teoriji koja naglašava značaj principa akceleratora. Malo je verovatno, međutim, da su pomenuti transmisioni mehanizmi od značaja prilikom objašnjavanja uticaja diskrecionih fiskalnih inovacija na ponašanje bruto investicija i spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, jer oba transmisiona mehanizma podrazumevaju rast spoljnotrgovinskog bilansa nakon pozitivnih šokova u javnoj potrošnji i bruto investicijama u osnovne fondove.

Neoklasični transmisioni mehanizam podrazumeva da domaćinstva reaguju na rast javne potrošnje tako što redukuju svoje slobodno vreme (dokolicu). Kao posledica smanjene dokolice dolazi do povećanja radnog inputa kao faktora proizvodnje, što implicira relativno niži marginalni proizvod rada u odnosu na marginalni proizvod kapitala. Relativno viši marginalni proizvod kapitala stimuliše investicionu aktivnost, a samim tim i rast proizvodnje, zaposlenosti, izvoza i spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Opisani neoklasični transmisioni mehanizam je, dakle, u suprotnosti sa rezultatima ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva koje detektuju pogoršanje spoljnotrgovinske pozicije Republike Srbije nakon pozitivnog investicionog šoka.

Kejnzijanski transmisioni mehanizam je, takođe, u suprotnosti sa rezultatima ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva iz VAR 09 modela. Kejnzijanski princip akceleratora podrazumeva da rast javnih investicija u infrastrukturne projekte stimuliše investicionu aktivnost privatnog sektora koja, zatim, dovodi do rasta proizvodnje, zaposlenosti, izvoza i spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Kejnzijanskom principu akceleratora ne ide u prilog i činjenica da je učešće javnih investicija u BDP-u Republike Srbije relativno niže u odnosu na druge uporedive ekonomije iz Centralne i Jugoistočne Evrope, pri čemu je i sama efikasnost izvršenja ovih investicija upitna, usled raznih političkih frikcija koje se odnose na proces njihovog budžetiranja i izvršenja.

Rast bruto investicija u osnovne fondove nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji konzistentan je, međutim, sa teorijskim modelom koji su razvili Corsetti et al. (2006). U modelu iz Corsetti et al. (2006) rast javne potrošnje, usled rasta cena izvoznih (domaćih) proizvoda, implicira pogoršanje odnosa razmene definisanih kao količnik cena uvoznih (inostranih) i izvoznih (domaćih) roba i usluga. Pogoršanje odnosa razmene, pod pretpostavkom da uvozna komponenta znatno učestvuje u strukturi bruto investicija u osnovne fondove, dovodi do rasta prinosa na investicije (eng. ROI-return on investment), usled relativno jeftinijih uvoznih roba i usluga. Ukoliko je rast ROI snažniji u odnosu na rast kamatne stope na državne obveznice javnog duga, dolazi do rasta investicija u bruto osnovne fondove, i posledičnog rasta spoljnotrgovinskog deficita. Opisani transmisioni mehanizam je od posebnog značaja za male otvorene privrede u tranziciji, kao što je Srbija, jer je u ovim ekonomijama: 1) uvozna komponenta bruto investicija relativno veća u odnosu na razvijene ekonomije; 2) promena kamatnih stopa pod relativno snažnijim uticajem tokova međunarodnog kapitala.

Rast bruto investicija u osnovne fondove nakon pozitivne inovacije u javnoj potrošnji konzistentan je, takođe, sa "subvencionističkim" transmisionim mehanizmom koji podrazumeva da kreatori ekonomske politike u Srbiji koriste mehanizam državnih subvencija u cilju zaštite i promovisanja određenih privrednih grana i sektora. U slučaju Srbije najreprezentativnija je, svakako, praksa davanja državnih subvencija stranim direktnim investitorima. „Subvencionistički“ transmisioni mehanizam je, dakle, zajedno



sa modelom izloženim u Corsetti et al. (2006), od suštinskog značaja za analizu spoljnotrgovinske neravnoteže Republike Srbije nakon 2000. godine-rast državnih subvencija dovodi do rasta stranih direktnih investicija koje, zatim, dovode do rasta uvoz/trend BDP odnosa usled relativno visokog učešća uvoznih sirovina i proizvoda u strukturi stranih direktnih investicija.

Rast bruto investicija nakon pozitivne poreske inovacije relativno je teže pomiriti sa teorijskim i empirijskim doprinosima iz postojeće literature. Rast poreza, preko smanjenja budžetskog deficita, može dovesti do veće investicione tražnje usled smanjenja opšteg prosečnog nivoa kamatnih stopa na nivou nacionalne ekonomije, u skladu sa predviđanjima tradicionalnog Mundel-Fleming modela. Većina teorijskih i empirijskih doprinosa iz relevantne literature predviđa, međutim, smanjenje bruto investicija u osnovne fondove nakon pozitivne poreske inovacije. Bouakez et al. (2014) pronalaze, na primer, da u slučaju SAD-a rast poreza dovodi do smanjenja bruto investicija u osnovne fondove, deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa usled nižih kamatnih stopa, i posledičnog poboljšanja spoljnotrgovinskog bilansa. Opisani transmisioni mehanizam nije relevantan, međutim, u slučaju Kanade, Australije i UK-a, jer u ovim ekonomijama poreske inovacije nemaju statistički značajan uticaj na dinamiku spoljnotrgovinskog bilansa.

Rast poreskih prihoda u slučaju Republike Srbije, pre svega preko rasta poreskog opterećenja rada, može da utiče na smanjenje zaposlenosti, proizvodnje, izvoza i profitabilnosti sektora razmenljivih roba i usluga, kao u Lane & Perotti (1998, 2003). Nastali spoljnotrgovinski deficit dovodi do rasta stranih direktnih investicija u sektor nerazmenljivih roba i usluga, jer je vrednost Tobinovog Q reprezentativnog preduzeća iz ovog sektora privrede relativno viša u odnosu na vrednost Tobinovog Q reprezentativnog preduzeća iz sektora razmenljivih roba i usluga, s obzirom da rast poreskog opterećenja rada više utiče na smanjenje tržišne vrednosti radno intenzivnijeg preduzeća iz sektora razmenljivih roba i usluga. Posledično, rast stranih direktnih

investicija u sektor nerazmenljivih roba i usluga dovodi do dodatnog smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.<sup>67</sup>

Konačno, tabela 2.7 predstavlja rezultate izračunate dekompozicije varijanse greške predviđanja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga iz VAR 09 modela. Iz rezultata predstavljenih u tabeli 2.7 može se zaključiti da su šokovi u bruto investicijama, statistički značajni na nivou od 5%, u stanju da objasne i do 16% varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga. Rezultati dekompozicije iz tabele 2.7 potvrđuju, dakle, nalaze ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva. Bruto investicioni šokovi, iako značajniji od šokova u ličnoj potrošnji domaćinstava, imaju, međutim, manji relativan značaj u odnosu na šokove u privatnoj štednji domaćinstava prilikom objašnjavanja varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.

## 2.4 Diskusija rezultata

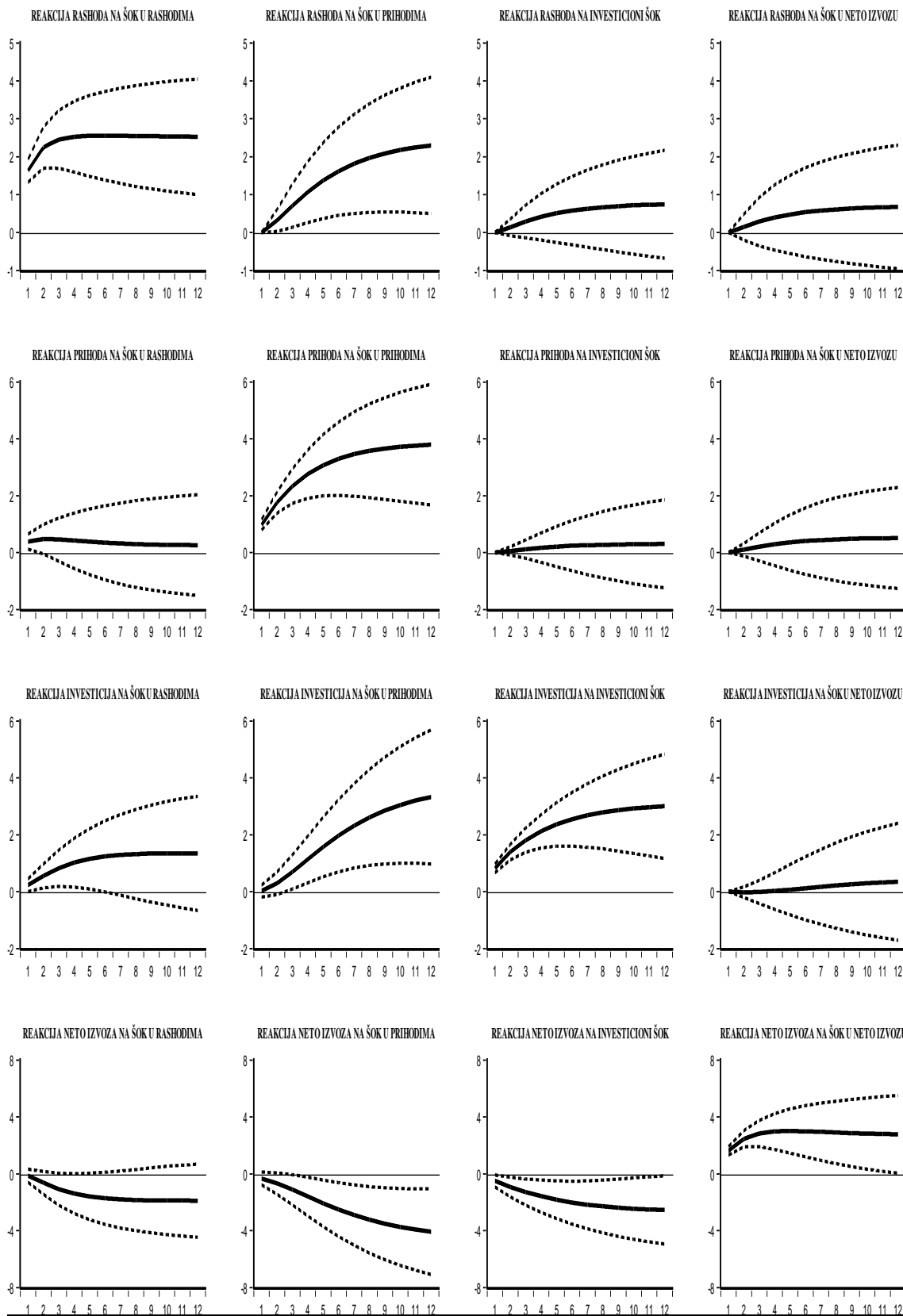
Tabela 2.8 sumira rezultate svih ocenjenih VAR specifikacija u okviru ovog poglavlja teze. Ocenjeno je ukupno 6 VAR specifikacija koje ispituju direktan uticaj fiskalnih inovacija na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga, ali i indirektan uticaj koji funkcioniše preko efekata supstitucije i apsorpcije. Uticaj fiskalne politike na izvoz i uvoz roba i usluga nije zasebno razmatran, i predstavlja značajno pitanje za buduća istraživanja, pre svega sa aspekta uticaja fiskalne pozicije zemlje na dinamiku spoljnotrgovinske razmene Republike Srbije nakon 2000. godine.<sup>68</sup>

---

<sup>67</sup> Rast poreza, usled smanjenja budžetskog deficita, dovodi do deprecijacije realnog efektivnog deviznog kursa, usled relativno nižih kamatnih stopa na državne obveznice javnog duga. Ovaj efekat nije u stanju, međutim, da nadjača aprecijacijski uticaj stranih direktnih investicija na realni efektivni devizni kurs, i posledično smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, kao što dokumentuju stilizovane činjenice predstavljene u tabeli 2.1, i slikama 2.1, 2.2 i 2.3.

<sup>68</sup> Određene empirijske analize ukazuju da pozitivni diskrecioni šokovi u javnoj potrošnji utiču na izvoz roba i usluga preko efekta supstitucije. Preciznije, neanticipirani rast javne potrošnje dovodi do aprecijacije realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa, što posledično dovodi do kontrakcije izvoza roba i usluga. Sa druge strane, pozitivni poreski šokovi utiču na uvoz roba i usluga preko efekta apsorpcije. Preciznije, pozitivne poreske inovacije dovode do kontrakcije privatne štednje i ekspanzije bruto investicija u osnovne fondove, što posledično dovodi do rasta uvoza roba i usluga. Navedeni rezultati su, međutim, samo preliminarni, i zahtevaju dalja istraživanja, pa stoga nisu navedeni u okviru potpoglavlja 2.3.2 ove doktorske disertacije.

KUMULATIVNE REAKCIJE (%) NA 1 S.D. HOLESKIŠOK SA 95% INTERVALOM POVERENJA



Slika 2.9: Funkcije impulsnog odziva iz VAR 09 modela

**Tabela 2.7: VAR 09-Dekompozicija varijanse greške predviđanja spoljnog bilansa roba i usluga**

<b>HORIZONT</b>	<b>% CAAG u</b>	<b>% CAAR u</b>	<b>% I u</b>
<b>PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>	<b>VARIJABILITETU NX</b>
<b>1</b>	<b>0,62</b> (2,76)	<b>3,72</b> (4,74)	<b>8,60</b> (6,23)
<b>2</b>	<b>6,21</b> (5,67)	<b>5,60</b> (5,58)	<b>10,18</b> (6,64)
<b>3</b>	<b>9,42</b> (7,39)	<b>8,69</b> (7,01)	<b>11,42</b> (7,19)
<b>4</b>	<b>10,54</b> (8,06)	<b>12,25</b> (8,39)	<b>12,17</b> (7,53)
<b>5</b>	<b>10,69</b> (8,25)	<b>15,52</b> (9,43)	<b>12,54</b> (7,69)
<b>6</b>	<b>10,51</b> (8,24)	<b>18,15</b> (10,15)	<b>12,66</b> (7,74)
<b>7</b>	<b>10,29</b> (8,18)	<b>20,10</b> (10,63)	<b>12,67</b> (7,74)
<b>8</b>	<b>10,11</b> (8,11)	<b>21,45</b> (10,96)	<b>12,63</b> (7,73)
<b>9</b>	<b>9,98</b> (8,05)	<b>22,37</b> (11,17)	<b>12,59</b> (7,71)
<b>10</b>	<b>9,90</b> (8,01)	<b>22,96</b> (11,33)	<b>12,55</b> (7,70)
<b>11</b>	<b>9,84</b> (7,98)	<b>23,34</b> (11,44)	<b>12,52</b> (7,69)
<b>12</b>	<b>9,81</b> (7,96)	<b>23,57</b> (11,51)	<b>12,50</b> (7,68)

Napomene: standardne greške u ( ) dobijene uz pomoć 10000 Monte Karlo simulacija. Holeskijeva dekompozicija VAR 09 modela: CAAG→CAAR→I→NX. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; I-investicije; NX-spoljnotrgovinski bilans.

Pozitivne inovacije u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima direktno dovode do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, što implicira da Rikardijanska ekvivalencija ne predstavlja adekvatan teorijski okvir za opisivanje uticaja fiskalne politike na spoljnotrgovinsku poziciju Republike Srbije nakon 2000. godine.

**Tabela 2.8: Transmisioni mehanizmi-spoljna ravnoteža**

ŠOK/IRF	TRANSMISIONI MEHANIZAM						
	DIREKTAN EFEKAT	EFEKAT SUPSTITUCIJE			EFEKAT APSORPCIJE		
	NX	REER	NEER	$P^D/P^F$	C	$S_p$	I
CAAG ↑	↓	REER↑→NX↓	NEER↑→NX↓	-	-	$S_p$ ↑→NX↑	I↑→NX↓
CAAR ↑	↓	REER↓→NX↑	NEER↓→NX↑	-	-	$S_p$ ↓→NX↓	I↑→NX↓

Napomene: šok-pozitivan Holeski šok u visini od 1 standardne devijacije; IRF-kumulativne funkcije impulsnog odziva. CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; NX-spoljnotrgovinski bilans roba i usluga; REER-realni efektivni devizni kurs; NEER-nominalni efektivni devizni kurs;  $P^D/P^F$ -odnos domaćih i stranih cena; C-potrošnja stanovništva;  $S_p$ -privatna štednja; I-bruto investicije u osnovne fondove.

Ocenjivanje direktnog uticaja fiskalne politike na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga ne uzima, međutim, u obzir transmisionu mehanizme koji funkcionišu preko efekta supstitucije i efekta apsorpcije, što za posledicu može imati pristrasne ocene kumulativnih funkcija impulsnog odziva. Stoga je, pored direktnog uticaja pozitivnih fiskalnih inovacija na spoljnu ravnotežu Republike Srbije, analiziran i indirektan uticaj diskrecionih fiskalnih šokova koji uzima u obzir pomenute efekte supstitucije i apsorpcije.

Efekat supstitucije funkcioniše preko kanala realnog efektivnog deviznog kursa, nominalnog efektivnog deviznog kursa i odnosa domaćih i stranih cena. Rezultati ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva ukazuju da je neto efekat pozitivnih fiskalnih inovacija povezan sa aprecijacijom realnog efektivnog deviznog kursa koja,

zatim, dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga, što potvrđuje da su u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine zadovoljeni Maršal-Lernerovi uslovi. Aprecijacija realnog efektivnog deviznog kursa je prevashodno posledica aprecijacije nominalnog efektivnog deviznog kursa, a ne promena u odnosu domaćih i stranih cena, pri čemu reakcija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga prati oblik obrnute J-krive nakon aprecijacijskog šoka u nominalnom efektivnom devizom kursu.

Sa funkcionisanjem efekata supstitucije usko je povezana i analiza uticaja fiskalne politike na: 1) referentnu kamatnu stopu Narodne banke Srbije; 2) prinos do dospeća na državne obveznice javnog duga Republike Srbije; 3) odnose razmene Republike Srbije sa ostatkom sveta; i 4) jedinične troškove rada u privatnom sektoru. Navedene transmisione varijable su, međutim, izostavljene prilikom ispitivanja uticaja fiskalne politike na realni efektivni devizni kurs, nominalni efektivni devizni kurs i odnos domaćih i stranih cena, jer ne postoje odgovarajući kvartalni podaci za navedene vremenske serije u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Potrebno je, stoga, prilikom interpretacije rezultata respektivnih VAR modela koji analiziraju efekat supstitucije (VAR 05 i VAR 06) imati u vidu da izostavljanje pomenutih transmisionih mehanizama može imati uticaja na znak i preciznost ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva respektivnih VAR specifikacija.

Efekat apsorpcije funkcioniše preko transmisionih kanala lične potrošnje, privatne štednje i bruto investicija u osnovne fondove. Rezultati ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva ukazuju da je neto efekat pozitivnih fiskalnih inovacija povezan sa: 1) odsustvom reakcije lične potrošnje; 2) smanjenjem privatne štednje domaćinstava; i 3) povećanjem bruto investicija u osnovne fondove. Smanjenje privatne štednje domaćinstava, zajedno sa rastom bruto investicija u osnovne fondove, preliva se na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.

Sa delovanjem efekta apsorpcije usko je povezana: 1) analiza uticaja stepena razvijenosti finansijskog sistema na ponašanje privatne štednje domaćinstava; 2) analiza uticaja državnih subvencija na dinamiku bruto investicija u osnovne fondove. Pomenuti transmisioni mehanizmi nisu analizirani prilikom ispitivanja uticaja fiskalne politike na

privatnu štednju domaćinstava i bruto investicije u osnovne fondove, jer ne postoje odgovarajuće vremenske serije za navedene promenljive od interesa. Potrebno je, stoga, prilikom interpretacije rezultata VAR modela koji analiziraju efekat apsorpcije (VAR 08 i VAR 09) imati u vidu da izostavljanje pomenutih transmisionih mehanizama može imati uticaja na znak i preciznost ocenjenih kumulativnih funkcija impulsnog odziva respektivnih VAR specifikacija.

Kao sporedni rezultat ovog poglavlja pojavljuje se identifikovanje alternativne uzročno-posledične veze između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda koja je u skladu sa Fridmanovom oporezuj-troši hipotezom. Ovaj rezultat svojstven je VAR modelima koji ispituju direktan uticaj fiskalnih šokova na spoljne tokove, kao i VAR modelima koji ispituju relevantnost apsorpcionog transmisionog mehanizma. Hipoteza o institucionalnoj separaciji javnih prihoda i rashoda potvrđena je, međutim, u onim VAR modelima koji ispituju značaj efekta supstitucije preko transmisionog mehanizma deviznog kursa. Iako navedeni rezultati pružaju još jedan pogled na formiranje budžetske neravnoteže u slučaju Republike Srbije, oni, ipak, ne objašnjavaju kako se ova neravnoteža preliiva na dinamiku javnog duga, što je neraskidivo povezano sa procesom formiranja opšteg prosečnog nivoa cena nakon 2000. godine, i predstavlja predmet analize narednog poglavlja ove doktorske disertacije.

### **III Fiskalna politika i cenovna ravnoteža u Republici Srbiji**

#### **Uvodna razmatranja**

Predmet analize ovog poglavlja teze jeste identifikovanje dinamičke uzročno-posledične veze između primarnog fiskalnog bilansa i javnog duga Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Glavni doprinos ovog poglavlja leži u opisu geneze i dinamike cenovne neravnoteže u Republici Srbiji nakon 2000. godine. Značaj davanja odgovora na ovo, treće, istraživačko pitanje leži u definisanju preporuka za kreatore fiskalne politike u pravcu razlučivanja da li je za formiranje cenovne neravnoteže u Republici Srbiji odgovorna fiskalna ili monetarna politika.

U okviru ovog poglavlja prezentovane su 4 grupe rezultata. Prva grupa rezultata obuhvata VAR modele koji imaju za cilj da ocene dug-bilans funkcije impulsnog odziva nezavisno od tipa fiskalnog režima. Druga grupa rezultata obuhvata analizu korelograma primarnog fiskalnog bilansa u cilju razlučivanja koji je od dva režima verovatniji u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Treća grupa rezultata odnosi se na VAR model koji tretira problem opservacione ekvivalencije iz Canzoneri et al. (2001) ocenjujući reakciju nominalnog javnog duga i nominalnog BDP-a na šok u primarnom fiskalnom bilansu. Četvrta grupa rezultata odnosi se na VAR model koji tretira problem opservacione ekvivalencije iz Cochrane (1998) povezujući stepen procikličnosti fiskalne politike sa fiskalnom teorijom cena.

### 3.1 Rikardijanski vs. nerikardijanski režim

Teorijske postavke fiskalne teorije cena svoje korene nalaze u radovima Cochrane-a (1998) i Canzoneri et al. (2001). Ovi autori rešavaju sledeću diferencnu jednačinu prvog reda

$$\Delta b_t \equiv b_t - b_{t-1} \equiv -pfb_t + r_t b_{t-1} \quad (3.1)$$

gde  $b_t$  predstavlja učešće javnog duga u nominalnom BDP-u,  $pfb_t$  predstavlja učešće primarnog fiskalnog bilansa u nominalnom BDP-u, a  $r_t$  predstavlja efektivnu kamatnu stopu na državne obveznice javnog duga. Cafiso (2012) pokazuje da je efektivna kamatna stopa  $r_t$  u slučaju države koja je zadužena u domaćoj i stranoj valuti, i koja je relativno otvorena za međunarodnu trgovinu sa ostatkom sveta, jednaka sledećem izrazu

$$r_t = \frac{1 + \hat{i}_t + \epsilon_t \theta^f (1 + i_t^f)}{(1 + \eta_t)(1 + \hat{\pi}_t + \epsilon_t \mu^f (1 + \pi_t^f))} - 1 \quad (3.2)$$

gde  $\hat{i}_t$  predstavlja prosečnu ponderisanu kamatnu stopu na javni dug jednaku

$$\hat{i}_t = \theta^h i_t^h + \theta^f i_t^f \quad (3.3)$$

pri čemu  $\theta^h$  i  $\theta^f$  predstavljaju učešća domaćeg i stranog javnog duga u ukupnom nominalnom javnom dugu, respektivno, dok  $i_t^h$  i  $i_t^f$  predstavljaju kamatne stope na



domaći i strani javni dug, respektivno. Prosečna ponderisana stopa inflacije  $\hat{\pi}_t$  se može izraziti kao

$$\hat{\pi}_t = \mu^h \pi_t^h + \mu^f \pi_t^f \quad (3.4)$$

pri čemu  $\mu^h$  i  $\mu^f$  predstavljaju učešća nerazmenljivog i razmenljivog sektora roba i usluga u nominalnom BDP-u, respektivno, dok  $\pi_t^h$  i  $\pi_t^f$  predstavljaju domaću i stranu inflaciju, respektivno. Konačno,  $\epsilon_t$  predstavlja stopu promene vrednosti domaće valute u odnosu na stranu valutu, dok  $\eta_t$  predstavlja stopu rasta realnog BDP-a.

Međuvremensko budžetsko ograničenje države se izvodi uz pomoć rekurzivnih supstitucija unapred jednačine (3.1) uz pretpostavku da za  $\forall t, r_t = r$

$$b_t \equiv \frac{B_t}{Y_t} \equiv \frac{B_t}{p_t y_t} \equiv \frac{B_t^h + e_t B_t^f}{p_t^h y_t^h + e_t p_t^f y_t^f} \equiv pfb_t + E_t \sum_{j=t+1}^{+\infty} (\prod_{k=t}^{j-1} r_k) pfb_j \quad (3.5)$$

gde  $b_t$  predstavlja učešće javnog duga u BDP-u,  $B_t$  predstavlja nominalni javni dug,  $p_t$  predstavlja opšti prosečni nivo cena,  $y_t$  predstavlja realni BDP,  $Y_t = p_t y_t$  predstavlja nominalni BDP,  $B_t^h$  predstavlja nominalni javni dug denominovan u domaćoj valuti,  $B_t^f$  predstavlja nominalni javni dug denominovan u stranoj valuti,  $e_t$  predstavlja nominalni devizni kurs,  $p_t^h$  i  $p_t^f$  predstavljaju domaće i strane cene, respektivno,  $y_t^h$  i  $y_t^f$  predstavljaju realni BDP realizovan u sektoru nerazmenljivih i razmenljivih roba i usluga, respektivno,  $pfb_t$  predstavlja primarni fiskalni bilans (% BDP-a), dok se  $r_k$  odnosi na diskontni faktor definisan u (3.2) za koji se najčešće pretpostavlja da meri konstantan očekivani realni prinos na državne obveznice.  $E_t$  predstavlja matematički operator očekivanja.

Cochrane (1998) definiše rikardijanski, tj., monetarno-dominantni, režim formiranja cena kao endogenu reakciju budućih primarnih fiskalnih bilansa na pozitivna kretanja u javnom dugu sa ciljem zadovoljenja međuvremenskog budžetskog ograničenja države. Endogena reakcija budućih bilansa je označena rikardijanskom, jer nosioci fiskalne politike uzimaju u obzir visinu i dinamiku javnog duga prilikom projektovanja budućih fiskalnih rezultata. Ovaj režim je još poznat i kao monetarno-dominantni režim, jer se opšti prosečni nivo cena, a posledično i nominalni BDP, formira pod uticajem

monetarne politike, tj., putem dobro poznate kvantitativne jednačine novca (razmene). S obzirom da kvantitativna teorija novca egzogeno fiksira nivo cena, a samim tim i realnu vrednost javnog duga, ispostavlja se da međuvremensko budžetsko ograničenje države mora biti zadovoljeno kroz endogene korekcije budućih primarnih bilansa koji uzimaju u obzir ovako determinisan opšti prosečni nivo cena, tj., nominalni BDP.

Nerikardijanski, tj., fiskalno-dominantni, režim formiranja cena ne karakteriše endogena reakcija budućih primarnih fiskalnih bilansa na pozitivna kretanja u javnom dugu sa ciljem zadovoljenja međuvremenskog budžetskog ograničenja (Cochrane, 1998). Odsustvo endogene reakcije budućih bilansa je označena nerikardijanskom, jer nosioci fiskalne politike ne uzimaju u obzir visinu i dinamiku javnog duga prilikom projektovanja budućih fiskalnih rezultata. Ovaj režim je još poznat i kao fiskalno-dominantni režim, jer se opšti prosečni nivo cena, a posledično i nominalni BDP, formira pod uticajem fiskalne, a ne monetarne politike. S obzirom da se sukcesivni niz budućih primarnih fiskalnih bilansa utvrđuje nezavisno od visine i dinamike javnog duga, ispostavlja se da međuvremensko budžetsko ograničenje države mora biti zadovoljeno kroz korekcije opšteg prosečnog nivoa cena, tj., nominalnog BDP-a. U nerikardijanskom režimu se, dakle, cene (nominalni BDP) prilagođavaju da izjednače nominalnu vrednost javnog duga sa unapred fiksiranim (egzogenim) nizom projektovanih primarnih fiskalnih bilansa.

Iz navedenih definicija rikardijanskog i nerikardijanskog režima jasno je da distinkcija između dva režima zavisi od toga koja se od dve promenljive,  $pdf_t$  ili  $p_t y_t$ , prilagođava da obezbedi identitetsko zadovoljenje međuvremenskog budžetskog ograničenja iz (3.5). Fokus na primarni fiskalni bilans  $pdf_t$  umesto na ukupni fiskalni bilans  $fb_t$  je opravdan, jer se ovaj fiskalni agregat nalazi pod većom diskrecionom kontrolom kreatora fiskalne politike, s obzirom da ne obuhvata troškove kamate na akumulirani javni dug. Upotreba nominalnog BDP-a  $p_t y_t$  u imeniocu odnosa  $\frac{B_t}{p_t y_t}$  dozvoljava neokejnzijansku rigidnost cena  $p_t$  u okviru nerikardijanskog režima, što implicira prilagođavanje nominalnog BDP-a putem reakcije realnog BDP-a  $y_t$  na šok u primarnom fiskalnom bilansu  $pdf_t$ . Ovako definisan dug/BDP odnos, pored toga što je konzistentan i sa fleksibilnim i sa rigidnim opštim prosečnim nivoom cena, dobija još

više na opštosti ako se u obzir uzmu: 1) stavovi neokejnzijanske makroekonomske teorije o uticaju fiskalnog deficita na realni BDP; 2) teorijska naklonjenost neokejnzijanske makroekonomske teorije nerikardijanskom ponašanju relevantnih ekonomskih subjekata. U suprotnom, u slučaju duga definisanog kao odnos  $\frac{B_t}{p_t}$ , implicitno se pretpostavlja da u okviru nerikardijanskog režima cene moraju biti fleksibilne, što nije konzistentno sa neokejnzijanskom makroekonomskom tradicijom, i samim tim limitira opštost fiskalne teorije cena koja bi u tom slučaju bila konzistentna samo sa neoklasičnim slučajem savršeno fleksibilnih cena. Konačno, nominalni javni dug  $B_t$  u brojiocu dug/BDP odnosa ne uključuje monetarnu bazu, i na taj način ne dozvoljava uticaj senjoraže na nivo cena u okviru fiskalne teorije cena.

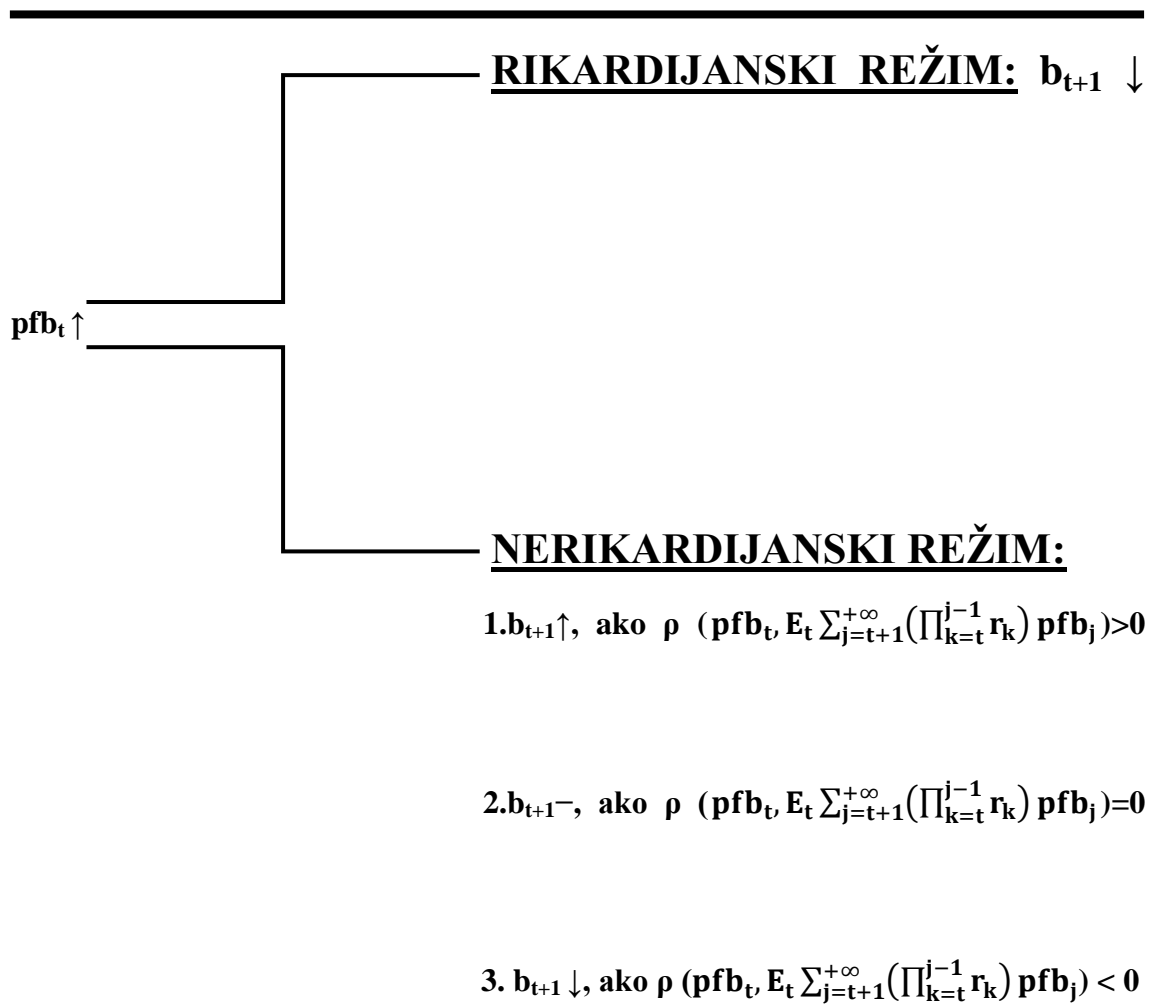
Canzoneri et al. (2001) tvrde da fiskalna teorija cena ne proizvodi *jednoznačne* teorijske implikacije koje bi opisale ponašanje vremenskih serija za javni dug, primarni fiskalni bilans i opšti prosečni nivo cena (nominalni BDP). Problem leži u tome što se putem jednog matematičkog identiteta simultano pokušavaju opisati dva alternativna fiskalna režima. Drugim rečima, problem leži u tome što je međuvremensko budžetsko ograničenje države identitetski konzistentno sa oba fiskalna režima, tj., bez obzira koji od dva režima opisuje vođenje fiskalne politike, međuvremensko budžetsko ograničenje države mora biti zadovoljeno.

Canzoneri et al. (2001) tvrde da je *nemoguće* sa sigurnošću tvrditi da li je međuvremensko budžetsko ograničenje zadovoljeno tako što se projektovana putanja budućih primarnih fiskalnih bilansa usklađuje za dati egzogeno-fiksirani nivo cena (rikardijanski režim), ili se opšti prosečni nivo cena, tj., nominalni BDP, prilagođava za dati egzogeno-fiksirani niz primarnih fiskalnih bilansa (nerikardijanski režim). Štaviše, pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na kretanja u javnom dugu, rezultat u saglasnosti sa rikardijanskim fiskalnim režimom, moguća je i u okviru nerikardijanskog režima-pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu može dovesti do pada nominalnog BDP-a, i posledičnog rasta dug/BDP odnosa. Drugim rečima, u okviru rikardijanskog režima pozitivna dug-bilans korelacija je posledica prilagođavanja u primarnom fiskalnom bilansu, dok je u okviru nerikardijanskog režima pozitivna dug-bilans korelacija posledica prilagođavanja dug/BDP odnosa kroz pad nominalnog BDP-a. Canzoneri et al. (2001) potvrđuju, dakle, sumnje iznešene u Cochrane (1998) po kojoj

rezultati Bohn-a (1998) nisu postojani na pojavu opservacione ekvivalencije. Takođe, nalazi iz Canzoneri et al. (2001) su konzistentni sa tvrdnjama Leeper-a & Li-a (2016) po kojoj simultanost između javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa onemogućava jednoznačnu interpretaciju u korist rikardijanskog režima na bazi tradicionalnih funkcija fiskalne reakcije à la Bohn (1998).

Canzoneri et al. (2001), imajući u vidu nedostatke fiskalne teorije cena, razvijaju metodološki okvir na bazi funkcija impulsnog odziva dug-bilans VAR modela i analize korelograma primarnog fiskalnog bilansa koji omogućava da se utvrdi koji je od dva fiskalna režima *verovatnija* reprezentacija kretanja vremenskih serija primarnog fiskalnog bilansa i javnog duga. Slika 3.1 predstavlja osnovne postavke metodološkog okvira iz Canzoneri et al. (2001) koji će biti korišćen u empirijskom delu ovog poglavlja u cilju distinkcije između dva fiskalna režima u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

Slika 3.1 pokazuje da je rikardijanskom režimu svojstven pad dug/BDP odnosa, usled otplate nominalnog javnog duga, nakon tekuće pozitivne inovacije u primarnom fiskalnom bilansu. U slučaju nerikardijanskog režima moguća su 3 alternativna scenarija: 1) pozitivna autokorelacija u primarnom fiskalnom bilansu dovodi do rasta dug/BDP odnosa preko kontrakcije nominalnog BDP-a u cilju zadovoljenja međuvremenskog budžetskog ograničenja države; 2) odsustvo autokorelacije u primarnom fiskalnom bilansu ostavlja dug/BDP odnos nepromenjenim-inovacija u primarnom fiskalnom bilansu u tekućem kvartalu dovodi do rasta dug/BDP odnosa u istom iznosu u tekućem kvartalu preko pada nominalnog BDP-a; u narednom kvartalu, pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu iz prethodnog kvartala smanjuje dug/BDP odnos u istom iznosu preko otplate nominalnog javnog duga tako da ukupna vrednost dug/BDP odnosa ostaje nepromenjena; 3) negativna autokorelacija u primarnom fiskalnom bilansu dovodi do pada dug/BDP odnosa preko ekspanzije nominalnog BDP-a u cilju zadovoljenja međuvremenskog budžetskog ograničenja države.



**Slika 3.1: Rikardijanski vs. nerikardijanski režim**

### 3.2 Pregled empirijskih istraživanja

Prve studije koje se odnose na teorijsku i empirijsku relevantnost fiskalne teorije cena tiču se SAD-a. Bohn (1998) argumentuje da linearna, striktno pozitivna, reakcija primarnog fiskalnog bilansa na rast javnog duga predstavlja dovoljan uslov za zadovoljenje međuvremenskog budžetskog ograničenja države. Bohn (1998) analizira funkcije fiskalne reakcije u slučaju SAD-a za period 1916.-1995. godina, i pronalazi empirijske dokaze koji idu u prilog rikardijanskom (monetarno-dominantnom) režimu formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a samim tim i nominalnog BDP-a. S obzirom da se primarni fiskalni bilans endogeno prilagođava prirastu javnog duga, Bohn (1998) zaključuje da je međuvremensko budžetsko ograničenje u slučaju SAD-a ispoštovano

zahvaljujući kretanjima u fiskalnim varijablama, a ne u opštem prosečnom nivou cena (nominalnom BDP-u).

Cochrane (1998) pokazuje, međutim, da je moguće proizvesti pozitivnu korelaciju između javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa koju je kvantifikovao Bohn (1998) u slučaju SAD-a, ali koja je ovoga puta konzistentna sa nerikardijanskim (fiskalno-dominantnim) režimom formiranja opšteg prosečnog nivoa cena (nominalnog BDP-a). Drugim rečima, Cochrane (1998) pokazuje da rezultati u Bohn (1998) nisu imuni na problem opservacione ekvivalencije (eng. *observational equivalence*).<sup>69</sup> Pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na kretanja u javnom dugu, rezultat u saglasnosti sa rikardijanskim fiskalnim režimom, moguća je i u okviru nerikardijanskog režima- pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu može dovesti do pada nominalnog BDP-a, i posledičnog rasta dug/BDP odnosa.

Canzoneri et al. (2001) sprovode empirijsku analizu na primeru SAD-a nakon II svetskog rata, i presuđuju u korist rikardijanskog fiskalnog režima (1998). Canzoneri et al. (2001) zaključuju, na bazi ocenjenih funkcija impulsnog odziva iz dug-bilans VAR modela i analize korelograma primarnog fiskalnog bilansa, da je nerikardijanski režim formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a samim tim i nominalnog BDP-a, u slučaju SAD-a malo verovatan.

Pored gorepomenutih studija koje se odnose na slučaj SAD-a, a koje većinski idu u prilog relevantnosti rikardijanskog režima, od značaja je videti da li je monetarno-dominantan režim formiranja cena svojstven i drugim razvijenim ekonomijama. Pregled najrelevantnijih studija iz ove oblasti upućuje da je tako. Na primer, Creel & Le Bihan (2006) koriste strukturne fiskalne podatke na primeru Francuske, Nemačke, Italije, Velike Britanije i SAD-a, i ne nalaze dovoljno dokaza koji idu u prilog nerikardijanskom režimu. Afonso (2008) nalazi, takođe, dokaze koji idu u prilog rikardijanskom režimu na uzorku od 15 EU ekonomija za period 1970.-2003. godina. Rezultati iz Afonso (2008) su robustni i kada se analiziraju poduzorci definisani

---

<sup>69</sup> Pod opservacionom ekvivalencijom podrazumeva se mogućnost reprodukovanja datog skupa stilizovanih činjenica nezavisno od strukturnih pretpostavki svojstvenih određenoj ekonomskoj teoriji. Drugim rečima, problem opservacione ekvivalencije nastaje kada se može pokazati da je dati skup istorijskih podataka konzistentan sa više alternativnih ekonomskih teorija.

stupanjem na snagu Mاستrihtskog ugovora i Pakta za stabilnost. Bajo-Rubio et al. (2009), analizirajući 11 EU ekonomija, nalaze dokaze u prilog nerikardijanskom režimu jedino u slučaju Finske u periodu 1970.-2005. godina. Panjer et al. (2017) analiziraju period 1980Q2-2013Q4 na primeru EU, i ne pronalaze validne empirijske dokaze u korist nijednog od dva režima pre uvođenja kriterijuma konvergencije. Nakon uvođenja kriterijuma konvergencije, Panjer et al. (2017) nalaze, međutim, određene empirijske dokaze koji idu u prilog rikardijanskom režimu. Dokazi koji idu u prilog ovom režimu, ipak, slabe nakon izbijanja globalne finansijske krize.

Testiranje relevantnosti fiskalne teorije cena u slučaju Srbije nakon 2000. godine posebno dobija na značaju ako se uzme u obzir njena istorija inflatornih i hiperinflatornih epizoda u poslednjih nekoliko decenija. Tako, na primer, Petrović & Vujošević (2000) pronalaze da je visoka inflacija u Jugoslaviji tokom 1980-ih godina prošlog veka nastala, između ostalog, i kao posledica monetizacije kvazi-fiskalnih deficita. Sa druge strane, Petrović et al. (1999) tvrde da je jugoslovenska hiperinflacija tokom 1993. godine nastala kao posledica prekomernog štampanja novca koji je trebalo da posluži za monetizaciju fiskalnih deficita na raznim nivoima vlasti nakon raspada SFRJ. Arsić et al. (2001) ponovo upućuju na relevantnost monetizacije kvazi-fiskalnih deficita za objašnjavanje inflacije u SRJ-u u periodu 1994.-1998. godina. Konačno, Mladenović & Petrović (2014), koristeći mesečne podatke za period 01.07.2001.-01.08.2009. godine, pokazuju da odsustvo indeksacije plata u javnom sektoru povoljno utiče na inflatorna kretanja u Republici Srbiji nakon 2000. godine.

Andrić et al. (2016a, b) prave prve korake u pravcu testiranja fiskalne teorije cena u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Preuzimajući metodološki pristup svojstven Bohn-u (1998), ovi autori pronalaze određene dokaze koji idu u prilog rikardijanskom fiskalnom režimu kvantifikujući pozitivnu reakciju primarnog fiskalnog bilansa na rast javnog duga. Rezultati iz Andrić et al. (2016a, b) pokazuju, takođe, da nakon izbijanja globalne finansijske krize, i usled posledičnog ubrzanog rasta javne zaduženosti, dolazi do slabljenja reakcije primarnog fiskalnog bilansa na akumulaciju javnog duga, što upućuje na potencijalnu relevantnost nerikardijanskog (fiskalno-dominantnog) režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a samim tim i nominalnog BDP-a.

Rezultati u Andrić et al. (2016a, b) podložni su, međutim, kritikama koje su izneli Leeper & Li (2016), a koje se tiču moguće greške specifikacije u funkcijama fiskalne reakcije à la Bohn (1998). Leeper & Li (2016) tvrde da konvencionalne funkcije fiskalne reakcije mogu proizvesti pristrasne ocene kretanja fiskalnog ponašanja. Pristrasnost ekonometrijskih ocena proističe, pre svega, kao rezultat simultanosti između duga i primarnog bilansa, pri čemu je potencijalna simultanost posledica neuzimanja u obzir efekata opšte ekonomske ravnoteže prilikom modeliranja dug-bilans odnosa. Iako Andrić et al. (2016a, b) pokazuju da su njihove ocene robustne na prisustvo endogenosti, rezultati iz Andrić et al. (2016a, b) nemaju adekvatan odgovor na drugu kritiku Leeper-a & Li-a (2016), a to je da ekonometrijska forma njihove funkcije fiskalne reakcije polazi od à priori postavljenog teorijskog okvira-ravnotežnog pristupa fiskalnoj politici-koji nije konzistentan sa najvažnijim merama fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine.<sup>70</sup> Ocenjeni VAR modeli u ovom poglavlju imaju za cilj, stoga, da prevaziđu nedostatke iz Andrić et al. (2016a, b) uzimajući u obzir argumente iz Leeper & Li (2016).

### **3.3 Empirijska identifikacija fiskalnog režima**

Potpoglavlje 3.3. podeljeno je na dva dela. Prvi deo, 3.3.1, pruža opis osnovnih stilizovanih činjenica za vremenske serije javnog duga (% BDP-a), ukupnog, strukturnog i cikličnog primarnog fiskalnog bilansa (% BDP-a), nominalnog BDP-a (milioni RSD) i nominalnog javnog duga (milioni RSD). Drugi deo, 3.3.2, prezentuje rezultate ocenjenih VAR modela koji prate metodološki okvir iz Canzoneri et al. (2001) u cilju identifikacije fiskalnog režima relevantnog za formiranje opšteg prosečnog nivoa cena (nominalnog BDP-a) u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

#### **3.3.1 Stilizovane činjenice**

Tabela 3.1 sadrži osnovne deskriptivne statistike za vremenske serije javnog duga merenog kao % BDP-a (b), primarnog fiskalnog bilansa merenog kao % BDP-a (PFB),

<sup>70</sup> Ravnotežni pristup fiskalnoj politici polazi od pretpostavke rigidnih poreskih stopa koje nisu podložne čestim diskrecionim promenama. Arsić et al. (2013) dokumentuju čitav niz diskrecionih poreskih promena u periodu do 2012. godine, što upućuje da je ravnotežni pristup fiskalnoj politici neadekvatan teorijski osnov za formulisanje funkcija fiskalne reakcije u Andrić et al. (2016a, b).



strukturnog primarnog fiskalnog bilansa merenog kao % BDP-a (SPFB), cikličnog primarnog fiskalnog bilansa merenog kao % BDP-a (CPFB), nominalnog BDP-a merenog u milionima RSD (Y) i nominalnog javnog duga merenog u milionima RSD (B). Sve fiskalne serije se odnose na konsolidovani nivo države, osim javnog duga koji se odnosi na centralni nivo vlasti, ali čini oko 96-97% javnog duga konsolidovanog nivoa države. Prva kolona tabele 3.1 odnosi se na javni dug (b), druga kolona tabele 3.1 odnosi se na primarni fiskalni bilans (PFB), treća kolona tabele 3.1 odnosi se na strukturni primarni fiskalni (SPFB), četvrta kolona tabele 3.1 odnosi se na ciklični primarni fiskalni bilans (CPFB), peta kolona tabele 3.1 odnosi se na nominalni BDP (Y), dok se poslednja kolona u tabeli 3.1 odnosi na nominalni javni dug (B).

Tabela 3.1 potvrđuje neke od već dokumentovanih stilizovanih činjenica u okviru poglavlja I ove doktorske disertacije. Prvo, kretanja u primarnom fiskalnom bilansu su uglavnom determinisana dinamikom strukturnog primarnog fiskalnog bilansa što se može uočiti iz gotovo identičnih vrednosti deskriptivnih statistika za ove dve vremenske serije. Drugo, vremenske serije za nominalni javni dug i nominalni BDP pokazuju znatno veći varijabilitet u odnosu na vremenske serije izražene kao % BDP-a, opravdavajući, dakle, upotrebu BDP učešća u ekonometrijskoj analizi, kao što tvrdi Bohn (2005).

Slika 3.2 pruža grafički prikaz kvartalnih vremenskih serija iz prve i druge kolone tabele 3.1 nakon 2000. godine. Sa slike 3.2 je uočljivo znatno poboljšanje u kretanju primarnog fiskalnog bilansa do početka 2006. godine. Pozitivna kretanja u primarnom fiskalnom bilansu u ovom periodu posledica su dva skupa faktora: 1) snažnog rasta ciklične komponente javnih prihoda usled rasta proizvodnog i apsorpcionog jaza; 2) smanjenja diskrecione javne potrošnje kao posledica aranžmana sa MMF-om. U periodu 2006.-2008. godina dolazi, međutim, ne samo do anuliranja efekata aranžmana sa MMF-om, već i do pojave primarnog fiskalnog deficita u iznosu od 5-6% BDP-a.

**Tabela 3.1: Deskriptivne statistike-cenovna ravnoteža**

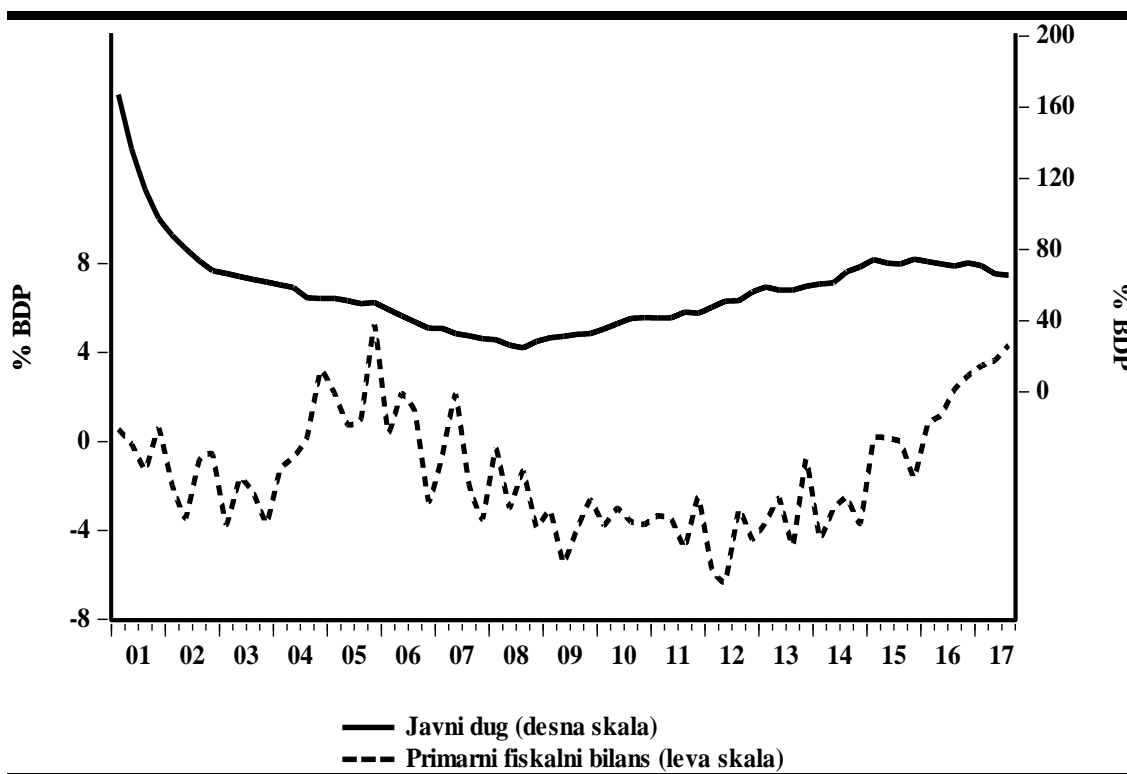
	<b>b (% BDP)</b>	<b>PFB (% BDP)</b>	<b>SPFB (% BDP)</b>	<b>CPFBS (% BDP)</b>	<b>Y (milioni RSD)</b>	<b>B (milioni RSD)</b>
<b>Prosek</b>	57,51	-1,34	-1,36	0,02	682581,1	1449110
<b>Medijana</b>	56,10	-1,64	-1,91	-0,09	710701,4	879168,7
<b>Maximum</b>	167,10	5,24	5,63	2,30	1123366	3089478
<b>Minimum</b>	25	-6,32	-7,20	-2,82	183748	669482,5
<b>St. devijacija</b>	24,66	2,63	2,93	1,09	290817	866693,5
<b>Koeficijent asimetrije</b>	1,86	0,46	0,35	0,01	-0,20	0,80
<b>Koeficijent spljoštenosti</b>	8,55	2,48	2,20	3,09	1,68	2,00
<b>Jarque-Bera</b>	124,53	3,09	3,11	0,03	5,29	10
<b>p-vrednost</b>	0,00	0,21	0,21	0,99	0,07	0,01
<b>Uzorak (#)</b>	67	67	67	67	67	67

Napomene:  $SPFB = PFB - 0,17 * (YGAP + AGAP)$ .  $CPFBS = PFB - SPFB$ .

Strmoglav pad u kretanju primarnog fiskalnog bilansa posledica je diskrecionih smanjenja pojedinih poreskih stopa, ali i snažnog diskrecionog rasta javne potrošnje usled uticaja niza izbornih ciklusa.<sup>71</sup> U naredne dve godine, tj., u periodu 2009.-2011. godina, dolazi do pozitivnih tendencija u kretanju primarnog fiskalnog bilansa, opet kao posledica paketa mera usvojenih u dogovoru sa MMF-om, što je uslovalo da primarni deficit iznosi oko 4% BDP-a. U 2012.-oj godini, odmah nakon završetka aranžmana sa MMF-om, dolazi do ponovnog pogoršanja primarnog fiskalnog bilansa za oko 1,5%

<sup>71</sup> Za detaljan pregled mera koje su dovele do nastanka strukturne budžetske neravnoteže u periodu 2006.-2009. godina, videti više u Darvas (2009), Coccozza et al. (2011), Arsić et al. (2013), Koczan (2015) i Andrić et al. (2016a, b).

BDP-a usled kreirane vertikalne fiskalne neravnoteže u sistemu javnih finansija Republike Srbije, a koja je nastala kao posledica Zakona o fiskalnoj decentralizaciji usvojenog sredinom 2011. godine. Konačno, nakon 2012. godine, kao posledica mera fiskalne konsolidacije, dolazi do poboljšanja primarnog fiskalnog bilansa koje je rezultiralo primarnim fiskalnim suficitom na samom kraju uzorka.



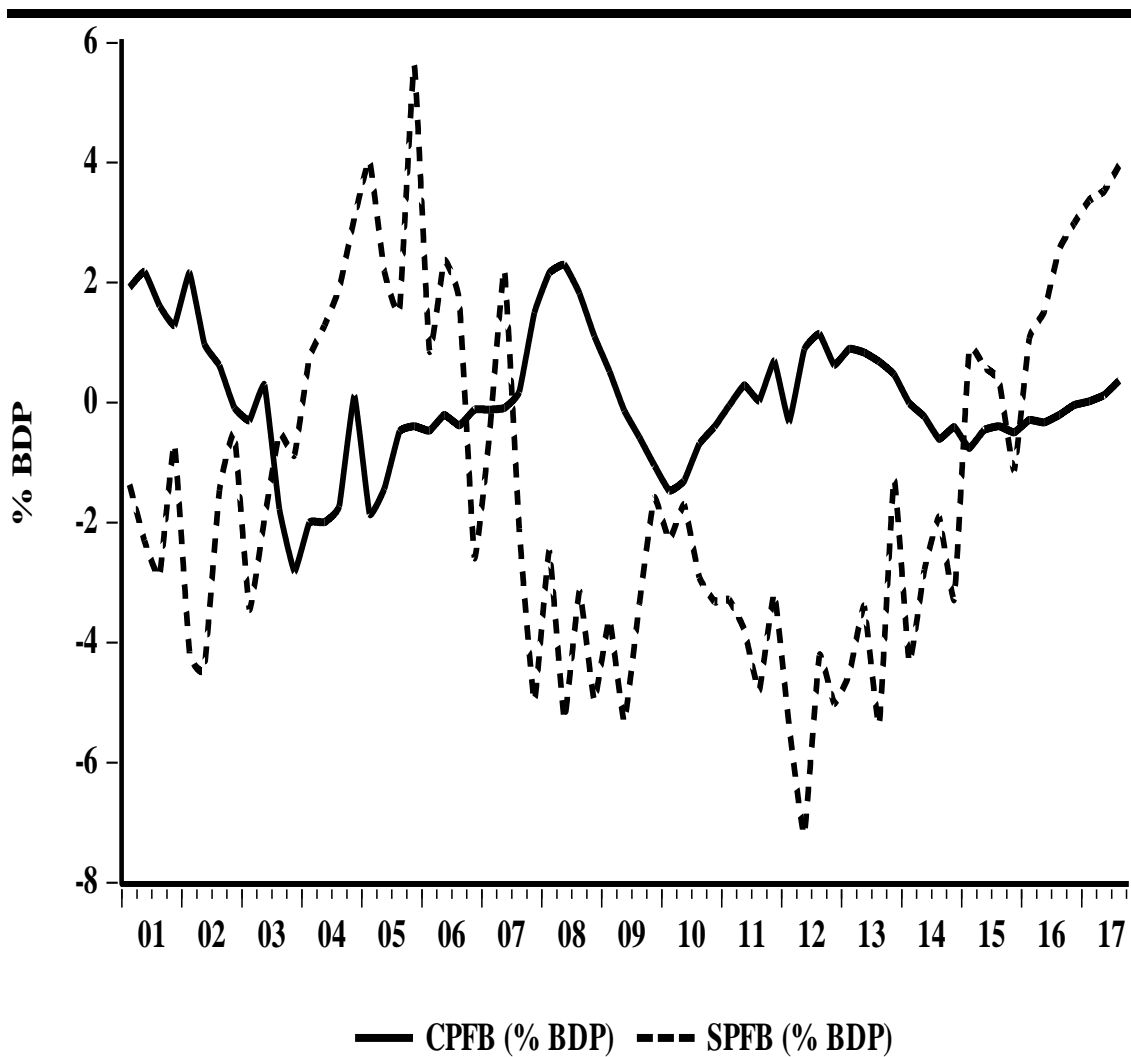
**Slika 3.2: Javni dug (b) i primarni fiskalni bilans (PFB)**

Sa slike 3.2 uočljiva su, takođe, tri različita trenda u kretanju dug/BDP odnosa. Prvo, u periodu 2001.-2008. godina dolazi do smanjenja javnog duga sa oko 170% BDP-a na oko 25% BDP-a. Na ovako snažan pad učešća javnog duga u BDP-u uticale su dve grupe faktora-prva grupa faktora odnosi se na smanjenja nominalnog javnog duga, dok se druga grupa faktora odnosi na rast BDP-a. Na smanjenje nominalnog javnog duga prevashodno su uticali: 1) otpis dugova prema međunarodnim kreditorima; 2) priliv prihoda po osnovu privatizacije; 3) budžetska konsolidacija između 2001. i 2005. godine, uglavnom uz saradnju i podršku MMF-a; 4) aprecijacija nominalnog efektivnog deviznog kursa, s obzirom da je nominalni dug Republike Srbije većinski indeksiran u dolarima i evrima. Realni rast BDP-a, sa druge strane, prevashodno je bio vođen

snažnim rastom domaće agregatne tražnje koja je bila stimulirana prilivom stranog kapitala koji je finansirao spoljnotrgovinski deficit Republike Srbije. Drugo, u periodu 2009.-2016. godina dolazi do rapidnog povećanja učešća javnog duga u BDP-u usled dejstva dve grupe faktora-prva grupa faktora odnosi se na povećanje nominalnog javnog duga, dok se druga grupa faktora odnosi na smanjenje BDP-a. Na rast nominalnog javnog duga prevashodno su uticali: 1) smanjenje strukturnog primarnog fiskalnog bilansa, pre svega u periodu između 2006. i 2009. godine; 2) smanjenje cikličnog primarnog fiskalnog bilansa usled smanjenja proizvodnog i apsorpcionog jaza; 3) deprecijacija nominalnog efektivnog deviznog kursa, usled naglog zaustavljanja priliva kapitala nakon izbijanja globalne finansijske krize. Nakon globalne krize nastupa, takođe, period sporog rasta BDP-a koji je, u proseku, iznosio oko 1% na kvartalnom nivou. Konačno, nakon 2016. godine dolazi do stabilizacije javnog duga na oko 65% BDP-a kao posledica mera fiskalne konsolidacije pokrenutih krajem 2014. godine, rasta realnog i nominalnog BDP-a i aprecijacije dinara prema stranim valutama, a naročito aprecijacije kursa prema američkom dolaru.

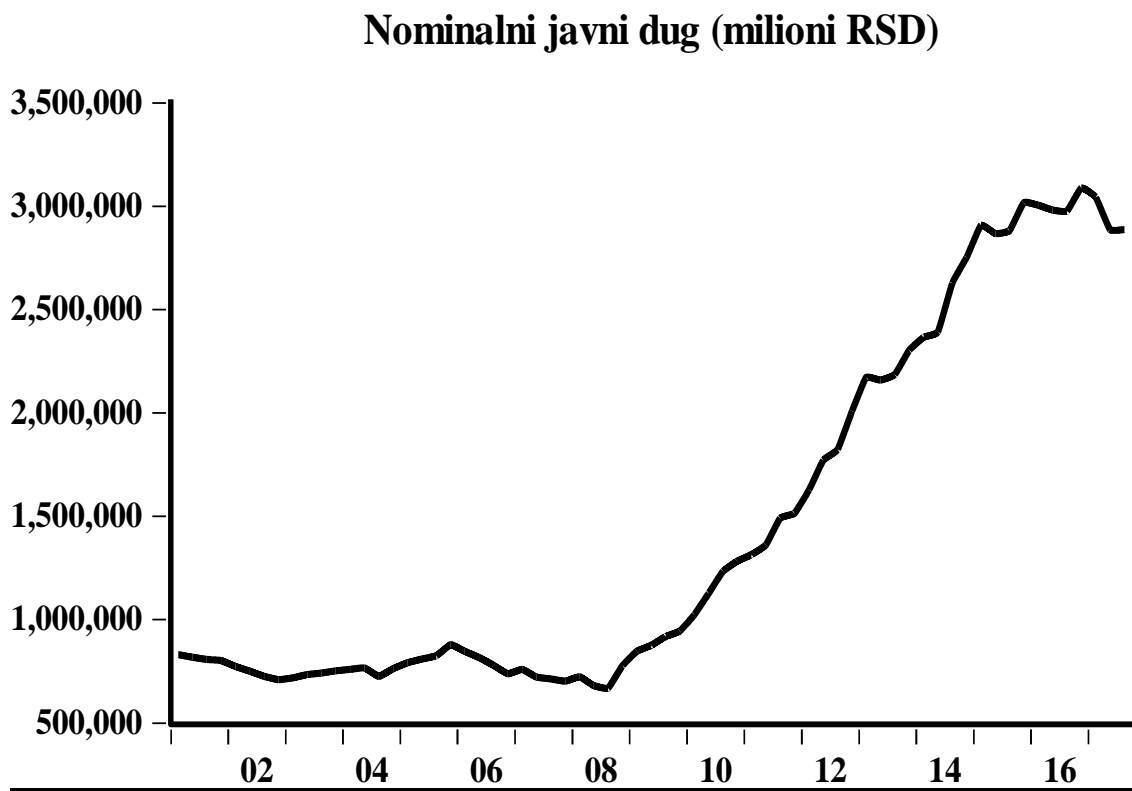
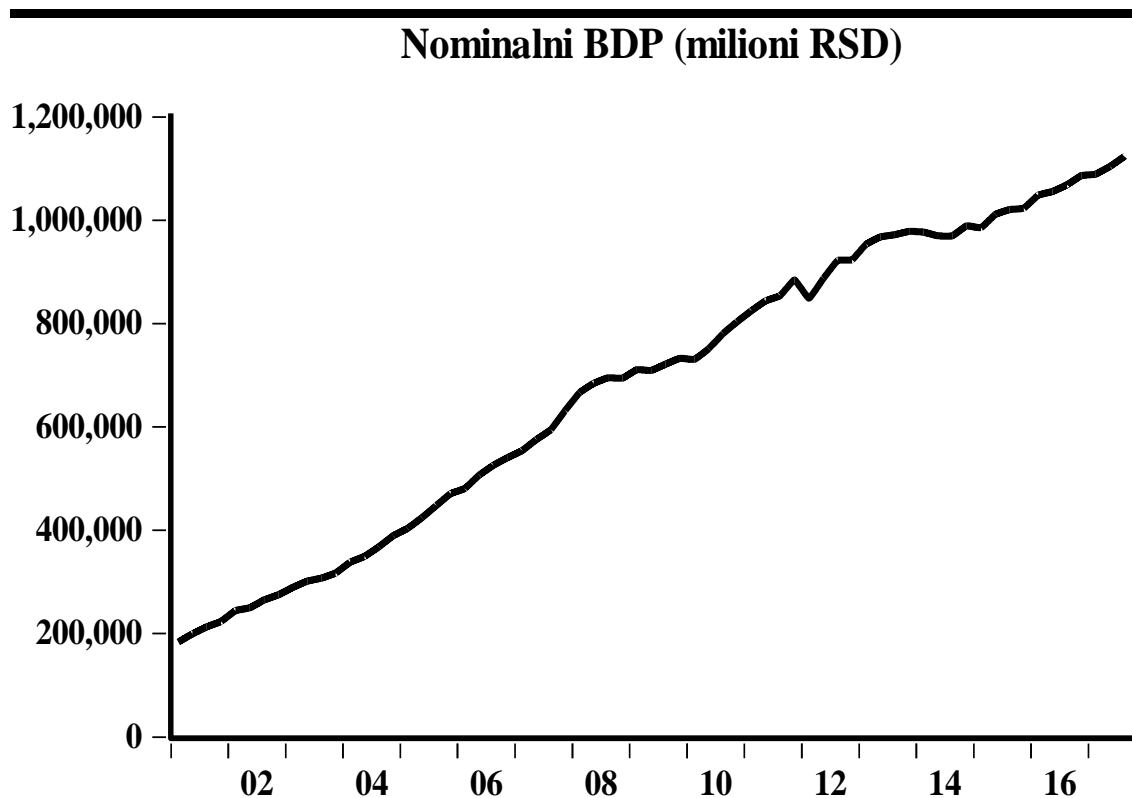
Slika 3.3 pruža grafički prikaz vremenskih serija iz treće i četvrte kolone tabele 3.1 nakon 2000. godine. Sa slike 3.3 uočljive su četiri, donekle već navedene, stilizovane činjenice. Prvo, dinamika strukturnog primarnog fiskalnog bilansa je gotovo identična dinamici ukupnog primarnog fiskalnog bilansa. Drugo, ciklični primarni bilans, vođen rastom proizvodnog i apsorpcionog jaza, beleži snažan rast u predkriznom periodu. Treće, u 2008.-oj i 2009.-oj godini, preko uticaja globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju, dolazi do pada učešća cikličnog primarnog fiskalnog bilansa u BDP-u usled smanjenja ciklične komponente direktnih i indirektnih javnih prihoda, nastalog kao posledica korekcije proizvodnog i apsorpcionog jaza naniže.

Konačno, nakon dolaska globalne finansijske krize u Srbiju, dolazi do stabilizacije cikličnog primarnog fiskalnog bilansa na nivou između 0-1% BDP-a: relativno stabilne oscilacije u cikličnom primarnom fiskalnom bilansu nakon 2009. godine posledica su sporog privrednog rasta i rebalansiranja srpske privrede od uvoza ka izvozu.



**Slika 3.3: Ciklični primarni fiskalni bilans (CPF) i strukturni primarni fiskalni bilans (SPF)**

Konačno, slika 3.4 pruža grafički prikaz vremenskih serija iz pete i šeste kolone tabele 3.1 nakon 2000. godine. Najvažnije stilizovane činjenice sa slike 3.4 su: 1) nominalni BDP karakteriše pozitivan, najverovatnije, stohastički linearni trend; 2) kretanje nominalnog javnog duga pre krize upućuje da je na smanjenje dug/BDP odnosa relativno veći značaj imao privredni rast; 3) kretanje nominalnog javnog duga nakon krize upućuje da su na povećanje dug/BDP odnosa relativno veći značaj imale diskrecione mere fiskalne politike.



Slika 3.4: Nominalni BDP (Y) i nominalni javni dug (B)

### 3.3.2 Ekonometrijski rezultati

Rezultati u okviru ovog potpoglavlja mogu se klasifikovati u četiri grupe. Prva grupa rezultata odnosi se na ocenjene dug-bilans funkcije impulsnog odziva iz VAR modela koji polaze od identifikacionih pretpostavki svojstvenih i rikardijanskom i nerikardijanskom režimu. Druga grupa rezultata odnosi se na analizu korelograma primarnog fiskalnog bilansa u cilju razlučivanja koji je od dva režima verovatniji u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Treća grupa rezultata tretira problem opservacione ekvivalencije opisan u Canzoneri et al. (2001). Konačno, četvrta grupa rezultata tretira problem opservacione ekvivalencije opisan u Cochrane (1998).

Model VAR 10 reda četiri, koji zadovoljava uslov stabilnosti i dijagnostičke testove reziduala<sup>72</sup>, predstavlja polaznu VAR specifikaciju u okviru prve grupe rezultata

$$A_0 Y_t = \sum_{i=1}^4 A_i Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

gde  $Y_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3,4$  označava kolona vektore dimenzija  $2 \times 1$  endogenih promenljivih koje obuhvataju javni dug izražen kao % BDP-a (b) i primarni fiskalni bilans izražen kao % BDP-a (PFB),  $A_{t-i}$ ,  $i=0,1,2,3,4$  označava matrice koeficijenata dimenzija  $2 \times 2$  koje odgovaraju endogenim promenljivim,  $X_t$  označava kolona vektor egzogenih promenljivih (odsečak, veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva PDV, veštačka promenljiva MMF i veštačka promenljiva izbori) dimenzija  $5 \times 1$ ,  $B$  označava matricu koeficijenata dimenzija  $2 \times 5$  koja odgovara navedenim egzogenim promenljivim, dok  $\varepsilon_t$ , gde  $\varepsilon_t: N(\mathbf{0}, \Sigma_\varepsilon)$ , i  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \Sigma_\varepsilon = I_2$ , predstavlja kolona vektor međusobno nekorelisanih strukturnih inovacija dimenzija  $2 \times 1$  koji prati normalni raspored verovatnoće.

Matrica  $A_0$ , koja meri zavisnost pomenutih endogenih promenljivih u tekućem kvartalu, ima oblik trougaone matrice dobijene uz pomoć Holeskijeve rekurzivne faktorizacije i zadovoljava sledeću matričnu jednačinu

<sup>72</sup> I ostale VAR specifikacije ocenjene u okviru ovog poglavlja teze zadovoljavaju uslov stabilnosti i dijagnostičke testove reziduala. O detaljima testova specifikacije ocenjenih VAR modela videti više u tabeli C2 u okviru Priloga C.

$$A_0 v_t = \varepsilon_t \quad (3.7)$$

gde  $v_t$  predstavlja kolona vektor redukovanih inovacija dimenzija 2x1. U matricnoj notaciji jednačina (3.7) se može zapisati kao

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{b,t} \\ v_{PFB,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{b,t} \\ \varepsilon_{PFB,t} \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

iz koje se može uočiti da identifikaciona šema podrazumeva dekompoziciju [b→PFB] koja je saglasna sa rikardijanskim fiskalnim režimom, tj., polazi od pretpostavke o endogenom primarnom fiskalnom bilansu.

Od egzogeno definisanih veštačkih promenljivih na dinamiku primarnog fiskalnog bilansa utiču izbori i implementacija „stand-by“ aranžmana sa MMF-om: predizborna povećanja javne potrošnje smanjuju primarni fiskalni bilans, u proseku, za oko 3 procentna poena, dok prisustvo „stand-by“ aranžmana sa MMF-om utiče na poboljšanje primarnog fiskalnog bilansa za oko 1 procentni poen. Na dinamiku javnog duga utiču efekti preliivanja globalne krize na srpsku ekonomiju-uticaj globalne krize nakon poslednjeg kvartala 2008. godine doveo je do jednokratnog povećanja nivoa dug/BDP odnosa za oko 2 procentna poena. Konačno, uvođenje PDV-a nije imalo značajnijeg uticaja na kretanje javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa.<sup>73</sup>

Slika 3.5 prikazuje reakciju javnog duga na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 10 modela. Horizontalna osa se odnosi na 12 kvartala nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu. Vertikalna osa se odnosi na reakciju javnog duga (puna linija) zajedno sa 95% intervalima poverenja (isprekidana linija).

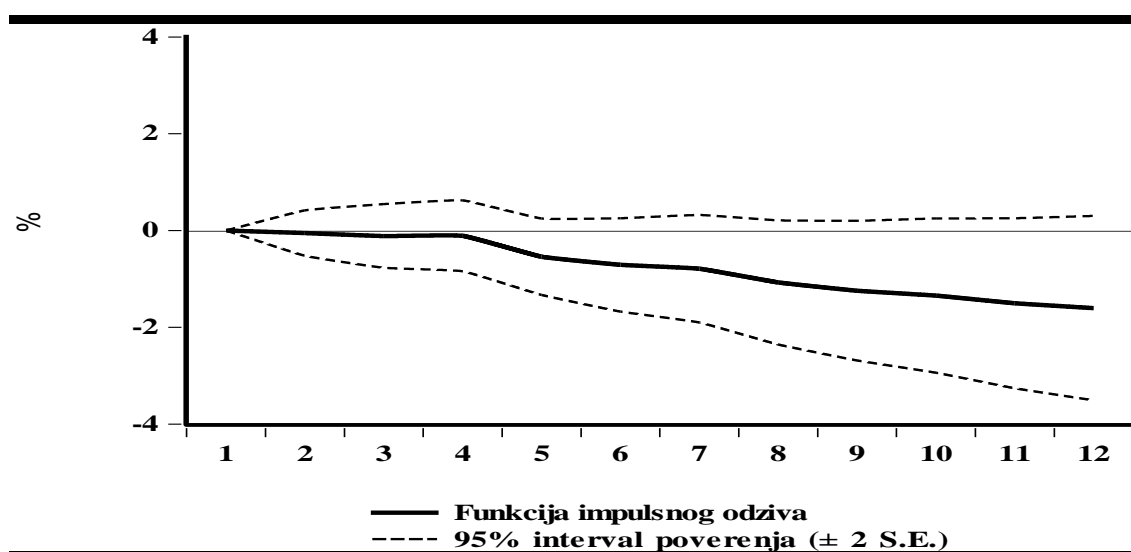
Reakcija javnog duga postaje negativna kvartal nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu, i ostaje u negativnoj teritoriji duž čitavog horizonta od 12 kvartala.

---

<sup>73</sup> Iako VAR modeli iz prvog poglavlja teze pokazuju da je uvođenje PDV-a imalo jednokratni, statistički značajan, uticaj naviše na dinamiku javnih prihoda, ocenjeni VAR modeli iz ovog poglavlja pokazuju da uvođenje PDV-a nema statistički značajan uticaj na dinamiku primarnog fiskalnog bilansa, što upućuje da su druge diskrecione mere u pravcu smanjenja javnih prihoda i/ili povećanja javnih rashoda anulirale efekte uvođenja PDV-a na visinu primarnog fiskalnog bilansa.



Reakcija javnog duga, međutim, nije statistički i ekonomski značajna u prve dve godine nakon šoka u primarnom fiskalnom bilansu. Tek nakon protoka perioda od 8 kvartala, reakcija javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu postaje statistički značajna na nivou od 10%, i iznosi oko -1,0 procentnih poena.. Reakcija ostaje statistički značajna u trećoj godini nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu (nivo značajnosti od 10%), i dostiže maksimalnu vrednost od -1,6 procentnih poena nakon 12 kvartala. Korektivno kretanje dug/BDP odnosa naniže upućuje na relevantnost rikardijanskog, tj., monetarno-dominantnog, režima u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

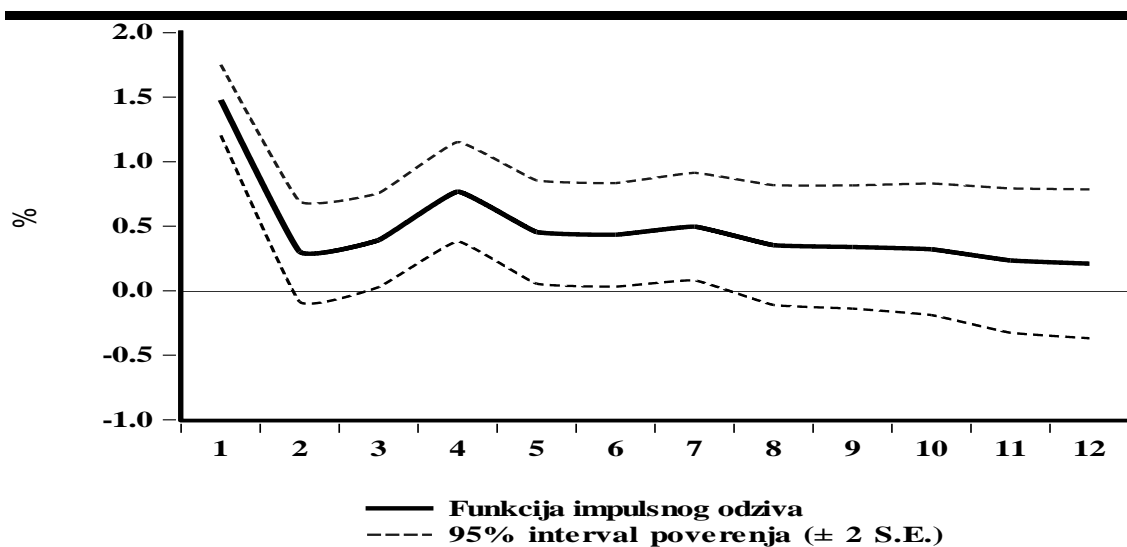


**Slika 3.5: VAR 10-Reakcija javnog duga na 1 S.D. Holeski šok u PFB-u**

Interpretacija ocenjene funkcije impulsnog odziva javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu sa slike 3.5 postaje jasnija ukoliko se analizira zajedno sa reakcijom primarnog fiskalnog bilansa na šok u primarnom fiskalnom bilansu. Slika 3.6 stoga prikazuje reakciju primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 10 modela.

Reakcija primarnog fiskalnog bilansa nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu iznosi oko 1,5 procentnih poena. U kvartalu nakon inicijalnog šoka dolazi do pada vrednosti reakcije primarnog fiskalnog bilansa na oko 0,3 procentnih poena. Reakcija primarnog fiskalnog bilansa ostaje iznad nule duž celog horizonta od 12 kvartala. Statistička značajnost analizirane reakcije iščezava iz sistema dve godine

nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu (10% nivo značajnosti). Kumulativna reakcija primarnog fiskalnog bilansa za period od prvih osam kvartala nakon inicijalnog šoka iznosi oko 4,5-5 procentnih poena. Ocenjena reakcija primarnog fiskalnog bilansa opet ima logički konzistentniju interpretaciju u okviru rikardijanskog režima-potrebno je, u proseku, dve godine od lansiranja programa fiskalne konsolidacije da država poveća učešće primarnog fiskalnog bilansa u BDP-u za oko 4,5-5 procentnih poena. U trećoj godini sprovođenja paketa fiskalnih mera, akumulirana javna štednja utiče korektivno u pravcu smanjenja dug/BDP odnosa.<sup>74</sup>



**Slika 3.6: VAR 10-Reakcija PFB-a na 1 S.D. Holeski šok u PFB-u**

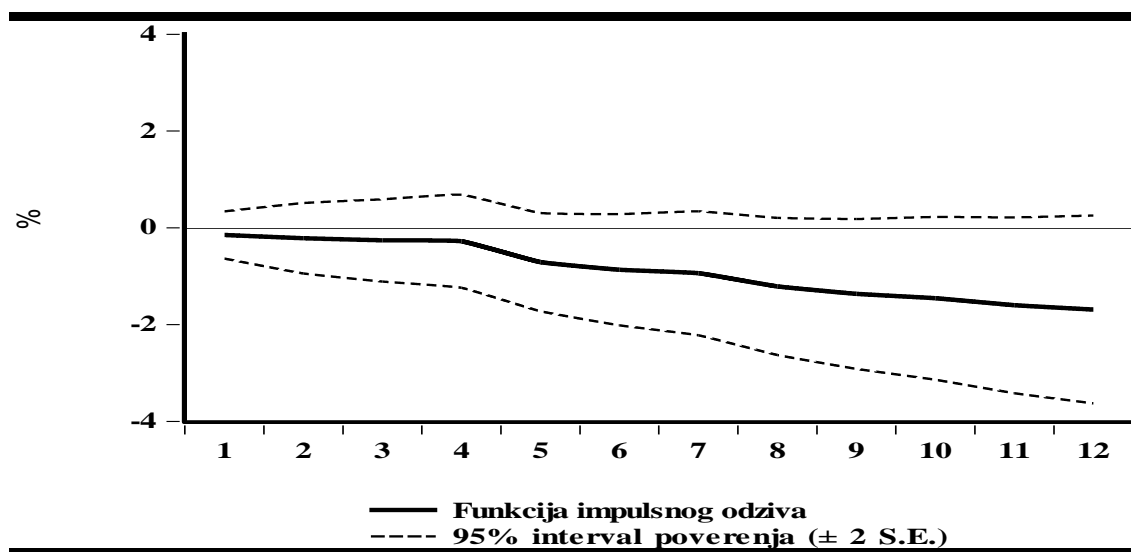
Funkcije impulsnog odziva iz VAR 10 modela prikazane na slikama 3.5 i 3.6 polaze od Holeskijeve dekompozicije koja je saglasna sa rikardijanskim fiskalnim režimom. U cilju provere navedenih nalaza ocenjen je VAR 11 model koji je identičan VAR 10 modelu, s jedinom razlikom u tome što polazi od Holeskijeve dekompozicije koja podrazumeva egzogen primarni fiskalni bilans, tj., nerikardijanski fiskalni režim [PFB→b]. Preciznije, ocenjena je sledeća rekurzivna Holeskijeva dekompozicija koja odgovara VAR 11 modelu

<sup>74</sup> U okviru nerikardijanskog režima, ocenjena pozitivna reakcija primarnog fiskalnog bilansa na šok u primarnom fiskalnom bilansu morala bi da dovede do rasta dug/BDP odnosa kroz korekciju nominalnog BDP naniže. Pad dug/BDP odnosa nakon 8 kvartala, stoga, ima logički konzistentniju interpretaciju u okviru rikardijanskog režima.

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{PFB,t} \\ v_{b,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{PFB,t} \\ \varepsilon_{b,t} \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

gde koeficijenti matrice  $A_0$ ,  $a_{11}$ ,  $a_{21}$  i  $a_{22}$ , mere tekuću međuzavisnost između primarnog fiskalnog bilansa (PFB) i javnog duga (b),  $v_{PFB,t}$  i  $v_{b,t}$  predstavljaju redukovane inovacije za vremenske serije primarnog fiskalnog bilansa i javnog duga, respektivno, dok  $\varepsilon_{PFB,t}$  i  $\varepsilon_{b,t}$  predstavljaju strukturne inovacije za vremenske serije primarnog fiskalnog bilansa i javnog duga, respektivno. Iz jednačine (3.9) se jasno može uočiti da primarni fiskalni bilans utiče na javni dug u tekućem kvartalu, ali ne i obrnuto.

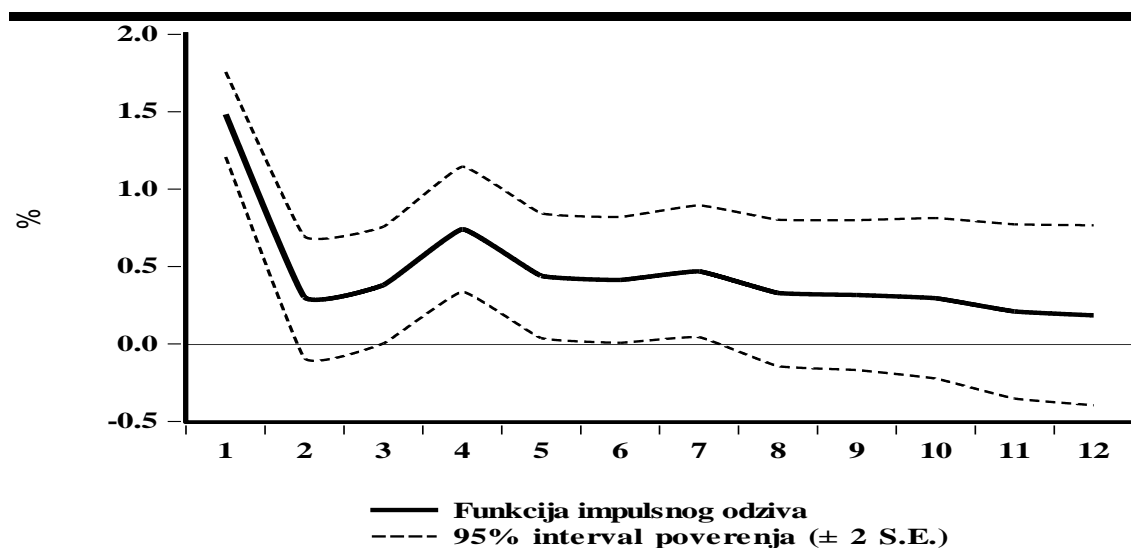
Ocenjene funkcije impulsnog odziva iz VAR 11 modela prikazane su na slikama 3.7 i 3.8. Slika 3.7 prikazuje reakciju javnog duga na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 11 modela.



**Slika 3.7: VAR 11-Reakcija javnog duga na 1 S.D. Holeski šok u PFB-u**

Slika 3.8 prikazuje reakciju primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije iz VAR 11 modela. Reakcije javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa sa slika 3.7 i 3.8 identične su onima sa slika 3.5 i 3.6, što potvrđuje da se ocenjene funkcije impulsnog odziva iz VAR 10 i VAR 11 modela ne razlikuju u smislu njihove ekonomsko-statističke interpretacije. Drugim rečima, oba skupa ocenjenih funkcija impulsnog odziva govore u prilog rikardijanskog,

tj., monetarno-dominantnog, režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a posledično i nominalnog BDP-a, u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.



**Slika 3.8: VAR 11-Reakcija PFB-a na 1 S.D. Holeski šok u PFB-u**

Funkcije impulsnog odziva javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu iz VAR 10 i VAR 11 modela izračunate su za period od 12 kvartala. Ograničavanje analize na vremenski period od 12 kvartala, ne samo u ovom poglavlju već kroz čitav tekst disertacije, motivisano je činjenicom da se programi fiskalne konsolidacije najčešće dizajniraju za period od 3 godine.

Od interesa je, međutim, na ovom mestu napomenuti da kada se analizira reakcija javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu za period duži od 3 godine uočava se iščezavanje statističke značajnosti pomenute reakcije već od 15 kvartala. Iščezavanje statističke značajnosti iz reakcije javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu upućuje na potencijalnu relevantnost nerikardijanskog (fiskalno-dominantnog) režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a samim tim i nominalnog BDP-a, u Republici Srbiji nakon 2000. godine.

U cilju dalje distinkcije između rikardijanskog i nerikardijanskog režima u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine, druga grupa rezultata u okviru ovog potpoglavlja obuhvata analizu korelograma primarnog fiskalnog bilansa. U tabeli 3.2 je, stoga, prikazana autokorelaciona funkcija primarnog fiskalnog bilansa zajedno sa vrednostima

Box-Ljung Q-statistike i njima pripadajućim p-vrednostima. Kao što Canzoneri et al. (2001) navode, a slika 3.1 sažeto prikazuje, smanjenje javnog duga nakon šoka u primarnom fiskalnom bilansu moguće je i u okviru nerikardijanskog fiskalnog režima usled ekspanzije nominalnog BDP-a, i pod pretpostavkom da postoji negativna autokorelacija u stohastičkom procesu za primarni fiskalni bilans.

Tabela 3.2 prikazuje vrednosti autokorelacione funkcije u slučaju primarnog fiskalnog bilansa za vremenski period od 24 kvartala. Granice intervala poverenja uz verovatnoću od 95% izračunate su na osnovu formule  $\pm 2/\sqrt{T}$ , gde T predstavlja veličinu uzorka.

Tabela 3.2 sadrži nekoliko relevantnih informacija: 1) statistički značajna pozitivna autokorelacija u kretanju primarnog fiskalnog bilansa opstaje do 7 docnje, što je u saglasnosti sa ocenjenim reakcijama primarnog fiskalnog bilansa na šok u primarnom fiskalnom bilansu sa slika 3.6 i 3.8; 2) dolazi do pojave statistički značajne negativne autokorelacije u kretanju primarnog fiskalnog bilansa nakon isteka perioda od 16 kvartala, što je, indirektno, preko slabljenja reakcije javnog duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu, u saglasnosti sa ocenjenim funkcijama impulsnog odziva sa slika 3.5 i 3.7.

Negativna autokorelacija u ponašanju primarnog fiskalnog bilansa opisuje kretanje ovog fiskalnog agregata sve do 37 docnje. Prosečna vrednost autokorelacionog koeficijenta za vremenski interval od 11 docnje, kada se prvi put javlja negativna autokorelacija u kretanju primarnog fiskalnog bilansa, do 37 docnje, kada negativna autokorelacija iščezava iz ponašanja primarnog fiskalnog bilansa, iznosi 0,21. Suštinsko pitanje koje se postavlja sa stanovišta distinkcije dva režima jeste da li je identifikovana negativna autokorelacija dovoljno snažna da indukuje pojavu nerikardijanskog fiskalnog režima u kretanju javnog duga i primarnog fiskalnog bilansa. Davanje odgovora na ovo pitanje podrazumevalo bi računanje sadašnje vrednosti primarnih bilansa za interval od 11 do 37 docnje, i njihovo upoređivanje sa sadašnjom vrednošću primarnih bilansa koje karakteriše pozitivna autokorelacija za interval od prvih 10 docnji. Ovakva kalkulacija je, međutim, nemoguća usled nedostajućih podataka za prinos na državne obveznice javnog duga Republike Srbije. Jedino što je na ovom nivou analize moguće tvrditi jeste da bi uticaj sadašnjih vrednosti primarnih fiskalnih bilansa sa kasnijih docnji, a za koje

je karakteristična negativna autokorelacija, bio relativno manji u odnosu na sadašnju vrednost primarnih fiskalnih bilansa sa ranijih docnji za koje je karakteristična pozitivna autokorelacija, imajući u vidu princip diskontovanja iz međuvremenskog budžetskog ograničenja države (3.5).

Konačno, vrednosti ocenjenih autokorelacionih koeficijenata iz tabele 3.2 potrebno je tumačiti, pre svega, u kontekstu dokumentovanja određenih stilizovanih činjenica koje opisuju dinamiku kretanja primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine. Drugim rečima, svrha ocenjene autokorelacione funkcije primarnog fiskalnog bilansa Republike Srbije nakon 2000. godine prevashodno ima za cilj da detektuje pojavu negativne autokorelacije u stohastičkom procesu koji opisuje kretanje primarnog fiskalnog bilansa, a ne da obezbedi nepristrasne ocene respektivnih autokorelacionih koeficijenata, jer su ocene obične autokorelacione funkcije: 1) pristrasne u slučaju postojanja strukturnih lomova; 2) pristrasnost je izraženija za docnje veće od T/4.

S obzirom da je putem analize korelograma primarnog fiskalnog bilansa nemoguće napraviti jednoznačnu distinkciju između dva fiskalna režima, u okviru treće grupe rezultata ocenjen je model VAR 12 kao u Canzoneri et al. (2001). Specifikacija VAR 12 reda jedan, za razliku od VAR 10 i VAR 11 modela, sadrži tri endogene promenljive: logaritmovane vrednosti nominalnog javnog duga, primarni fiskalni bilans (% BDP) i logaritmovane vrednosti nominalnog BDP-a. Nominalne vrednosti javnog duga i BDP-a su logaritmovane iz dva razloga: 1) da se obezbedi izražavanje respektivnih funkcija impulsnog odziva u %; 2) da se eliminiše potencijalna heteroskedastičnost svojstvena dinamici nominalnih ekonomskih veličina. Skup egzogenih promenljivih je identičan kao u VAR 10 i VAR 11 specifikacijama.<sup>75</sup>

---

<sup>75</sup> Interpretacija egzogenih veštačkih promenljivih se od ranijih modela iz ovog poglavlja teze jedino razlikuje po pitanju obuhvatanja efekata krize: u ovoj VAR specifikaciji kriza ima negativan, statistički značajan, uticaj i na primarni fiskalni bilans i na nominalni BDP.

**Tabela 3.2: Ocena autokorelacione funkcije PFB-a**

<b>HORIZONT PREDVIDANJA (i)</b>	<b>ACF ocena</b>	<b>Q-statistika</b>	<b>p-vrednost</b>
<b>1</b>	0,66**	30,18	0,00
<b>2</b>	0,60**	55,67	0,00
<b>3</b>	0,62**	83,23	0,00
<b>4</b>	0,44**	97,25	0,00
<b>5</b>	0,36**	107,15	0,00
<b>6</b>	0,35**	116,63	0,00
<b>7</b>	0,20	119,81	0,00
<b>8</b>	0,10	120,53	0,00
<b>9</b>	0,12	121,62	0,00
<b>10</b>	0,02	121,65	0,00
<b>11</b>	-0,08	122,14	0,00
<b>12</b>	-0,08	122,62	0,00
<b>13</b>	-0,09	123,30	0,00
<b>14</b>	-0,18	126,06	0,00
<b>15</b>	-0,12	127,36	0,00
<b>16</b>	-0,18	130,33	0,00
<b>17</b>	-0,26**	136,84	0,00
<b>18</b>	-0,21	141,08	0,00
<b>19</b>	-0,23	146,08	0,00
<b>20</b>	-0,33**	156,88	0,00
<b>21</b>	-0,24**	162,61	0,00
<b>22</b>	-0,24**	168,69	0,00
<b>23</b>	-0,29**	177,33	0,00
<b>24</b>	-0,29**	186,50	0,00

Napomene: \*\* 5% nivo značajnosti; granice intervala poverenja uz verovatnoću od 95% izračunate su na osnovu formule  $\pm 2/\sqrt{T}$ , gde T predstavlja veličinu uzorka; ACF-autokorelaciona funkcija; PFB-primarni fiskalni bilans.

Specifikacija VAR 12 polazi od Holeskijeve dekompozicije koja je konzistentna sa nerikardijanskim fiskalnim režimom:  $[\log(B) \rightarrow \text{PFB} \rightarrow \log(Y)]$ . Redosled između  $\log(B)$  i PFB u okviru Holeskijeve dekompozicije upućuje na nerikardijanski režim, jer je u okviru ovog režima *nominalni* javni dug egzogeno fiksiran, s obzirom da pozitivne inovacije u primarnom fiskalnom bilansu ne služe za otplatu glavnice i kamate na državne obveznice. Redosled između PFB i  $\log(Y)$  u okviru Holeskijeve dekompozicije upućuje, takođe, na nerikardijanski režim, jer je u okviru ovog režima *nominalni* BDP endogen u odnosu na inovacije u primarnom fiskalnom bilansu.

Holeskijeva dekompozicija VAR 12 modela je značajna za distinkciju između fiskalnih režima iz dva razloga. Prvo, dekompozicija  $[\log(B) \rightarrow \text{PFB} \rightarrow \log(Y)]$  omogućava razlikovanje rikardijanskog režima i nerikardijanskog režima pod rednim brojem tri sa slike 3.1. U okviru pomenutog nerikardijanskog scenarija, pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu dovodi do smanjenja dug/BDP odnosa preko ekspanzije nominalnog BDP-a, a ne preko otplate nominalnog javnog duga, pod pretpostavkom da postoji negativna autokorelacija u stohastičkom procesu za primarni fiskalni bilans. Drugo,  $[\log(B) \rightarrow \text{PFB} \rightarrow \log(Y)]$  dekompozicija rešava problem opservacione ekvivalencije iz Bohn (1998) po kojoj rikardijanska pozitivna endogena reakcija primarnog fiskalnog bilansa na rast javnog duga može biti konzistentna i sa nerikardijanskim režimom-u nerikardijanskom režimu pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu dovodi do kontrakcije nominalnog BDP-a, i samim tim do posledičnog rasta dug/BDP odnosa, pod pretpostavkom da postoji pozitivna autokorelacija u stohastičkom procesu za primarni fiskalni bilans.

Slika 3.9 prikazuje ocenjene funkcije impulsnog odziva iz VAR 12 modela. Gornji grafikon prikazuje reakciju nominalnog javnog duga na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije. Srednji grafikon prikazuje reakciju primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u primarnom fiskalnom u visini od 1 standardne devijacije. Donji grafikon prikazuje reakciju nominalnog BDP-a na Holeski šok u primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije. Horizontalna osa se odnosi na horizont od 12 kvartala, dok su na vertikalnim osama predstavljene respektivne reakcije sa 95% intervalima poverenja.



Reakcija nominalnog javnog duga postaje negativna odmah nakon inicijalnog pozitivnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu, i ostaje u negativnoj teritoriji duž čitavog horizonta od 12 kvartala. Ovakvo kretanje funkcije impulsnog odziva je konzistentno sa rikardijanskim fiskalnim režimom u kome pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu služi za otplatu nominalnih obaveza po osnovu javnog duga. Ocenjena reakcija je, međutim, daleko od statističke značajnosti na bilo kom konvencionalnom nivou značajnosti, što implicira da se relevantnost nerikardijanskog režima ne može sa sigurnošću isključiti.

Reakcija primarnog fiskalnog bilansa je pozitivna i statistički značajna godinu dana nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu. Nakon isteka perioda od godinu dana, opisana reakcija iščezava iz sistema. U prvom kvartalu dolazi do rasta primarnog fiskalnog bilansa za oko 1,5 procentnih poena, dok već u narednom kvartalu reakcija primarnog fiskalnog bilansa pada na 0,7 procentnih poena. Kumulativna reakcija primarnog bilansa u prva četiri kvartala iznosi oko 5 procentnih poena. Ponašanje kumulativne reakcije primarnog fiskalnog bilansa u prvih godinu dana nakon inicijalnog šoka konzistentno je sa nerikardijanskim režimom jedino u slučaju kontrakcije nominalnog BDP-a, dok je ponašanje kumulativne reakcije primarnog fiskalnog bilansa nakon isteka perioda od godinu dana konzistentno sa nerikardijanskim režimom jedino u slučaju odsustva reakcije nominalnog BDP-a.

Reakcija nominalnog BDP-a postaje pozitivna odmah nakon inicijalnog šoka u primarnom fiskalnom bilansu, i ostaje pozitivna duž čitavog horizonta od 12 kvartala. Pozitivna reakcija nominalnog BDP-a nema svoju interpretaciju u okviru nerikardijanskog režima, imajući u vidu ponašanje reakcije primarnog fiskalnog bilansa koje implicira pad (prva 4 kvartala), a zatim odsustvo promene (nakon prva 4 kvartala) u kretanju nominalnog BDP-a. Ocenjena reakcija je, međutim, daleko od statističke značajnosti na bilo kom konvencionalnom nivou značajnosti, što implicira da se relevantnost nerikardijanskog režima, ipak, ne može sa sigurnošću isključiti.

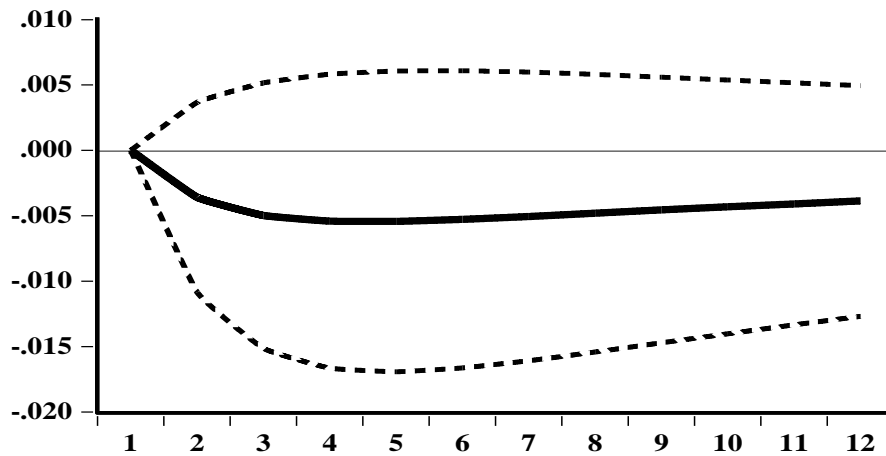
Kao i u slučaju analize korelograma, nemoguće je, dakle, izvršiti jednoznačnu distinkciju između dva fiskalna režima na bazi rezultata VAR 12 modela. Dodatni problem sa ocenjenom VAR 12 specifikacijom jeste u tome što su vremenske serije

nominalnog javnog duga i nominalnog BDP-a potencijalno nestacionarne. Iako ocenjeni VAR 12 model zadovoljava uslov stabilnosti, i reziduali iz ocenjene VAR specifikacije prolaze sve dijagnostičke testove, koeficijenti determinacije iz jednačina VAR modela koji se odnose na nominalni javni dug ( $R^2=0,997$ ) i nominalni BDP ( $R^2=0,999$ ) upućuju na potencijalnu grešku specifikacije VAR 12 modela. Ovaj problem je svojstven i analizi u Canzoneri et al. (2001), iako koriste uzorak od preko 50 godina u slučaju SAD-a zajedno sa Kilijanovim (eng. Kilian) standardnim greškama konstruisanim da uzmu u obzir potencijalnu pristrasnost u ocenjenim funkcijama impulsnog odziva usled nestacionarnosti pojedinih vremenskih serija u okviru VAR modela. Rezultati iz Canzoneri et al. (2001) su, međutim, manje opterećeni prisustvom potencijalne uzoračke nestacionarnosti, imajući u vidu dužinu uzorka koji pomenuti autori analiziraju.

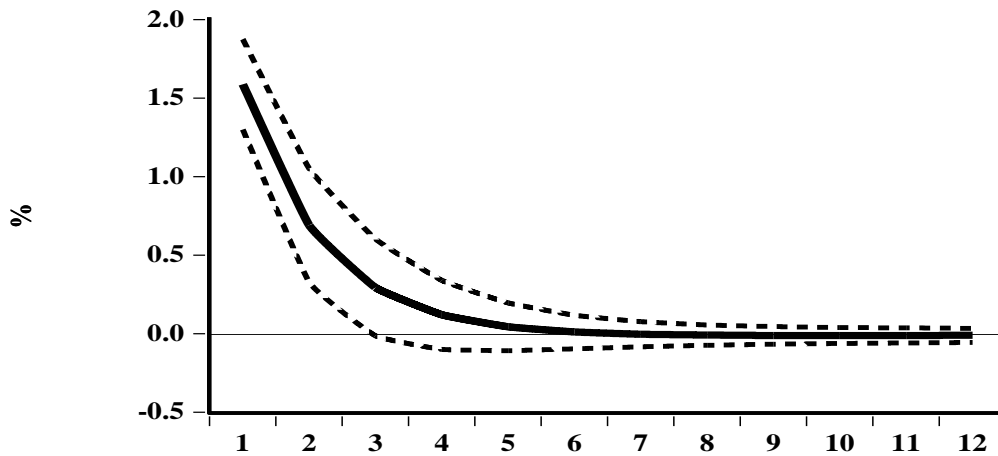
S obzirom da na bazi ekonometrijskih ocena VAR 12 modela nije moguće napraviti jasnu distinkciju između dva fiskalna režima, potrebno je date rezultate analizirati kroz prizmu relevantnih ekonomskih postavki. Imajući u vidu ocenjene reakcije iz VAR 12 modela nakon šoka u primarnom fiskalnom bilansu, *verovatnije* je da je ocenjena reakcija nominalnog javnog duga *relevantnija* za opisivanje karaktera fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine. Na ovakav zaključak upućuje, pre svega, velika većina studija iz literature o fiskalnim multiplikatorima, od kojih je, po svoj prilici, najobuhvatnija studija Ilzetski et al. (2010). Ilzetski et al. (2010) pokazuju, na primeru 44 ekonomije, da je vrednost fiskalnih multiplikatora u malim, visoko zaduženim, otvorenim privredama sa režimom fleksibilnog deviznog kursa gotovo nepostojeća. Imajući u vidu sve navedene argumente, realnije je *pretpostaviti* da pozitivna inovacija u primarnom fiskalnom bilansu dovodi do otplate nominalnog javnog duga nego do promene nominalnog BDP-a, što je konzistentno sa postavkama rikardijanskog fiskalnog režima.

---

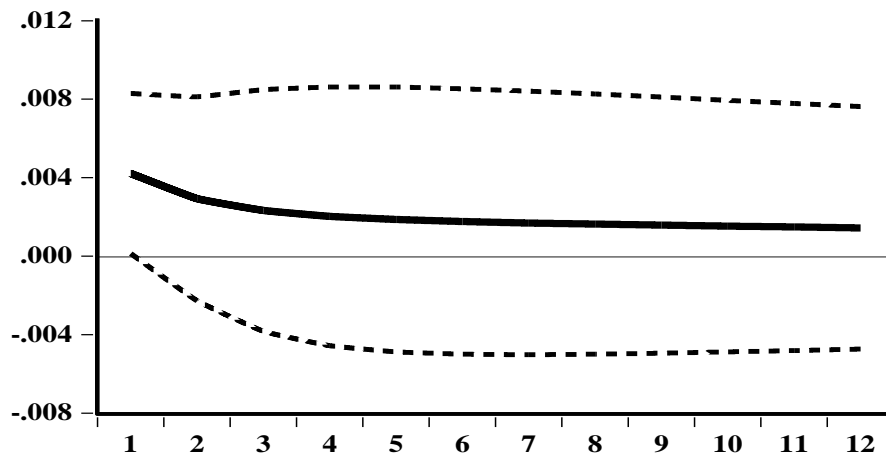
**REAKCIJA JAVNOG DUGA NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U PFB-U**



**REAKCIJA PFB-A NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U PFB-U**



**REAKCIJA BDP-A NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U PFB-U**



---

**Slika 3.9: VAR 12-Funkcije impulsnog odziva sa 95% intervalom poverenja ( $\pm 2$  S.E.)**

U okviru četvrtog skupa rezultata koji treba da posluži u cilju finalne distinkcije između dva fiskalna režima, ocenjen je VAR 13 model reda 2 koji prati teorijsko-metodološki pristup iz Cochrane (1998). Cochrane (1998) pokazuje da je pozitivnu dug-bilans korelaciju svojstvenu rikardijanskom režimu iz Bohn (1998) moguće reprodukovati u okviru nerikardijanskog fiskalnog režima ukoliko su zadovoljene dve ključne pretpostavke: 1) strukturni primarni fiskalni bilans je perzistentniji stohastički proces u odnosu na ciklični primarni fiskalni bilans, i može se opisati slučajnim hodom (eng. random walk) ili inertnim AR(1) procesom kod koga je autoregresioni parameter blizak vrednosti 1, što je u skladu sa ravnotežnim pristupom fiskalnoj politici (eng. equilibrium approach to fiscal policy); 2) fiskalna politika je prociklična u odnosu na poslovni ciklus.

Ravnotežni pristup fiskalnoj politici, definisan u Barro (1979), bazira se na nekoliko ekonomskih postavki: 1) javna potrošnja je egzogena u odnosu na visinu i dinamiku poreza; 2) opšta prosečna poreska stopa, merena kao učešće poreza u BDP-u, prati slučajan hod ili perzistentni AR (1) proces sa autoregresionim parametrom čija je vrednost bliska 1, i indukuje stohastičku, tj., deterministički inertnu, dinamiku u kretanje strukturnog bilansa. Perzistentnost u kretanju opšte prosečne poreske stope je svojstvena fiskalnoj politici kojoj su strane česte diskrecione promene pojedinih poreskih stopa. Drugim rečima, radi se o fiskalnoj politici koju karakterišu rigidne poreske stope, i gde tranzitorne promene u porez/BDP odnosu dolaze isključivo kao rezultat šokova na strani agregatne ponude (BDP-a). Visoka perzistentnost porez/BDP odnosa indukuje, zatim, visoku perzistentnost u stohastički proces za strukturni primarni fiskalni bilans, imajući u vidu pretpostavku o egzogenoj javnoj potrošnji koja se menja jedino pod uticajem ratova, kriza itd.

Ravnotežni pristup fiskalnoj politici može, dakle, poslužiti kao dobra teorijska aproksimacija za vođenje fiskalne politike u razvijenim zemljama poput SAD-a, jer je verovatnije da kreatori fiskalne politike u ovim ekonomijama uzimaju u obzir mnogobrojne distorzije (uticaj na rast, neizvesnost, troškove poslovanja itd.) koje nastaju kao posledica čestih diskrecionih promena poreskih stopa. Iako ravnotežni pristup fiskalnoj politici nije adekvatan teorijski okvir za obuhvatanje diskrecionih mera fiskalne politike u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine, pretpostavka o vođenju

prociklične fiskalne politike je znatno relevantnija u slučaju privreda kao što je srpska nego u slučaju razvijenih ekonomija kao što je SAD. Na ovu upućuju teorijski doprinosi iz Tornell & Lane (1999), Talvi & Vegh (2005) i Alesina et al. (2008), kao i empirijski rezultati iz Darvas (2009), Rahman (2010), Coccozza et al. (2011), Dobrescu & Salman (2011) i Koczan (2015).

Cochrane (1998) najpre polazi od pretpostavke da se varijacije u ukupnom primarnom fiskalnom bilansu mogu dekomponovati na varijacije u cikličnom i strukturnom primarnom fiskalnom bilansu. Cochrane (1998) simulira, zatim, VAR proces koji sadrži dve komponente primarnog fiskalnog bilansa: ciklični primarni fiskalni bilans (CPF) i strukturni primarni fiskalni bilans (SPF). Jedna od pretpostavki analize je da je ciklični primarni fiskalni bilans egzogen u odnosu na strukturni primarni fiskalni bilans. Šokovi u cikličnom bilansu iz simuliranog VAR procesa su visoko negativno korelisani sa šokovima u strukturnom bilansu ( $\rho = -0,95$ ), što je u skladu sa pretpostavkom o procikličnoj fiskalnoj politici.<sup>76</sup> Šokovi u strukturnom bilansu su, međutim, perzistentniji u odnosu na šokove u cikličnom bilansu, što je u skladu sa pretpostavkom o ravnotežnom pristupu fiskalnoj politici.<sup>77</sup>

Cochrane (1998) uspeva da reprodukuje pozitivnu rikardijansku dug-bilans korelaciju polazeći od sledećeg pretpostavljenog transmissionog mehanizma: smanjenje cikličnog primarnog fiskalnog bilansa u visini od 1% BDP-a u tekućem kvartalu, usled cikličnog recesionog šoka, dovodi do rasta strukturne komponente primarnog fiskalnog bilansa za manje od 1% BDP-a, na osnovu pretpostavljene vrednosti koeficijenta korelacije ( $\rho = -0,95$ ) između dve komponente primarnog fiskalnog bilansa i pretpostavke o procikličnoj fiskalnoj politici. Ovako indukovani pad *ukupnog* primarnog fiskalnog bilansa dovodi do rasta javnog duga u tekućem kvartalu u cilju pokrivanja nastalog primarnog deficita. Usled veće perzistentnosti strukturne bilansne komponente, koja je posledica rigidnosti u diskrecionim javnim prihodima, sa protokom vremena dolazi do povećanja *ukupnog*

---

<sup>76</sup> Recesioni šok dovodi do pada cikličnog bilansa i rasta strukturnog bilansa, tj., smanjenja strukturnog deficita, što implicira pozitivnu korelaciju između poslovnog ciklusa i strukturnog deficita, tj., prociklični karakter fiskalne politike.

<sup>77</sup> Cochrane (1998) modelira strukturni primarni fiskalni bilans i ciklični primarni fiskalni bilans kao AR(1) procese sa vrednostima autoregresionih koeficijenata od 0,87 i 0,64, respektivno.

primarnog fiskalnog bilansa, što indukuje pozitivnu dug-bilans korelaciju koja je u skladu sa nerikardijanskim fiskalnim režimom.

Za testiranje upravo opisanog transmisionog mehanizma relevantne su, dakle, sledeće stilizovane činjenice: 1) veća perzistentnost strukturne u odnosu na cikličnu komponentu primarnog fiskalnog bilansa, gde strukturna komponenta primarnog fiskalnog bilansa prati slučajni hod ili inertan AR (1) proces kod koga je vrednost autoregresionog parametra bliska 1; 2) perzistentnost u strukturnoj bilansnoj komponenti je posledica perzistentnosti u kretanju diskrecionih javnih prihoda; 3) visoka negativna korelacija (bliska 1 po apsolutnoj vrednosti) između šokova u cikličnom i strukturnom primarnom fiskalnom bilansu u tekućem kvartalu. Prve dve navedene stilizovane činjenice su u skladu sa ravnotežnim pristupom fiskalnoj politici, dok je poslednja, treća, stilizovana činjenica u skladu sa procikličnim karakterom fiskalne politike.

Tabela 3.3 prikazuje vrednosti autokorelacione funkcije u slučaju cikličnog primarnog fiskalnog bilansa (CPFB), strukturnog primarnog fiskalnog bilansa (SPFB) i diskrecionih javnih prihoda (CAAR) za vremenski period od 24 kvartala. Granice intervala poverenja od 95% izračunate su na osnovu formule  $\pm 2/\sqrt{T}$ , gde T predstavlja veličinu uzorka.

Iz tabele 3.3 moguće je izvući sledeće zaključke: 1) strukturni primarni fiskalni bilans nije perzistentniji stohastički proces u odnosu na ciklični primarni fiskalni bilans<sup>78</sup>; 2) autokorelaciona funkcija strukturnog primarnog fiskalnog bilansa ne odgovara autokorelacionoj funkciji slučajnog hoda ili inertnog AR(1) procesa sa vrednošću autoregresionog parametra bliskoj 1<sup>79</sup>; 3) autokorelacioni profil strukturnog primarnog fiskalnog bilansa je identičan autokorelacionom profilu diskrecionih javnih prihoda.

---

<sup>78</sup> Alternativni pristup utvrđivanju nivoa perzistentnosti vremenskih serija od interesa podrazumevao bi ocenjivanje respektivnih ARMA (p,q) specifikacija i računanje odgovarajućih funkcija impulsnog odziva. Nedostatak ovakvog pristupa, baziranog na Box-Jenkins strategiji modeliranja, sastoji se u tome što, osim u slučaju AR(1) modela, ocenjene ARMA (p,q) specifikacije nemaju odgovarajuću ekonomsku interpretaciju u okviru ravnotežnog pristupa fiskalnoj politici.

<sup>79</sup> Creel & Le Bihan (2006) ocenjuju AR procese za strukturni i ciklični primarni fiskalni bilans u slučaju SAD-a, Nemačke, Francuske, Italije i Velike Britanije. Prateći pristup iz Creel & Le Bihan (2006), ocenjene su AR(1) specifikacije za komponente

Navedeni zaključci iz prethodnog pasusa upućuju da ravnotežni pristup fiskalnoj politici ne predstavlja adekvatnu teorijsku aproksimaciju za opis diskrecionih mera fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine. Drugim rečima, prva pretpostavka o potencijalnom značaju nerikardijanskog režima iz Cochrane (1998) nije relevantna u slučaju Republike Srbije. Relativno manja perzistentnost strukturnog primarnog fiskalnog bilansa u odnosu na slučajni hod, ili inertan AR(1) proces sa autoregresionim parametrom čija je vrednost bliska 1, posledica je čestih diskrecionih promena poreskih stopa, a da promene u poreskim stopama dominantno utiču na korelacioni profil strukturnog bilansa može se uočiti nakon njegovog upoređivanja sa autokorelacionom funkcijom diskrecionih javnih prihoda. Drugim rečima, autokorelacioni profil strukturnog primarnog fiskalnog bilansa prati autokorelacioni profil diskrecionih javnih prihoda. Sa druge strane, visoka relativna perzistentnost za ciklični primarni fiskalni bilans upućuje na snažan uticaj ciklusa, koji je u slučaju Srbije egzogen i vođen prvenstveno šokovima iz eksternog ekonomskog okruženja.<sup>80</sup>

Funkcije impulsnog odziva iz VAR 13 modela reda dva, prikazane na slici 3.10, potvrđuju rezultate analize iz tabele 3.3. VAR 13 specifikacija prati Cochrane (1998), sa jedinom razlikom u tome što se ovde radi o ocenjenom, a ne simuliranom, VAR procesu.<sup>81</sup> Cilj ove VAR specifikacije, kojoj je svojstvena Holeskijeva dekompozicija

---

ukupnog primarnog fiskalnog bilansa. Ocenjeni AR(1) koeficijent u slučaju strukturnog bilansa iznosi 0,78, dok u slučaju cikličnog bilansa iznosi 0,80. Od interesa je napomenuti, međutim, da je AR(1) specifikaciji za strukturni primarni fiskalni bilans svojstveno prisustvo autokorelacije u rezidualima ocenjenog modela, dok u slučaju AR(1) specifikacije za ciklični primarni fiskalni bilans nije zadovoljena pretpostavka o normalnosti reziduala. Drugim rečima, ocenjene AR(1) specifikacije, pored toga što imaju sličan nivo perzistentnosti, ne zadovoljavaju i formalne dijagnostičke testove reziduala, što daje dodatnu potporu tvrdnjama da se fiskalna politika u Republici Srbiji nakon 2000. godine ne može pomiriti sa postulatima ravnotežnog pristupa.

<sup>80</sup> Upoređivanjem navedenih autokorelacionih profila sa autokorelacionim profilom ukupnog primarnog fiskalnog bilansa iz tabele 3.2 može se zaključiti da autokorelaciona funkcija ukupnog primarnog fiskalnog bilansa prati autokorelacionu funkciju strukturnog primarnog fiskalnog bilansa, što je konzistentno sa ranijim nalazima da su kretanja u ukupnom primarnom bilansu posledica kretanja u strukturnom primarnom bilansu. Sa druge strane, gotovo identično ponašanje autokorelacionih funkcija za strukturni primarni fiskalni bilans i diskrecione javne prihode upućuje da je za negativnu autokorelaciju u strukturnom bilansu prvenstveno odgovorna negativna autokorelacija u diskrecionim javnim приходima.

<sup>81</sup> Skup egzogenih veštačkih promenljivih u VAR 13 specifikaciji je identičan kao u ostalim VAR modelima iz ovog poglavlja teze. Uvođenje PDV-a deluje u pravcu smanjenja cikličnog bilansa usled kontraktivnog dejstva na apsorpcioni jaz. Politički izborni ciklus deluje u pravcu pogoršanja strukturnog primarnog bilansa. „Stand-by“ aranžmani sa MMF-om deluju u pravcu poboljšanja strukturnog primarnog bilansa, ali i u pravcu pogoršanja cikličnog primarnog bilansa preko ograničavanja domaće apsorpcije.

**Tabela 3.3: Ocena autokorelacionih funkcija CPF-a, SPFB-a & CAAR-a**

<b>HORIZONT PREDVIĐANJA (i)</b>	<b>ACF ocena CPF</b>	<b>ACF ocena SPFB</b>	<b>ACF ocena CAAR</b>
<b>1</b>	0,80**	0,74**	0,76**
<b>2</b>	0,62**	0,68**	0,62**
<b>3</b>	0,47**	0,67**	0,47**
<b>4</b>	0,25**	0,53**	0,34**
<b>5</b>	0,07	0,43**	0,29**
<b>6</b>	-0,09	0,35**	0,22**
<b>7</b>	-0,28**	0,21	0,18
<b>8</b>	-0,34**	0,09	0,14
<b>9</b>	-0,38**	0,07	0,04
<b>10</b>	-0,44**	-0,05	-0,04
<b>11</b>	-0,42**	-0,15	-0,1
<b>12</b>	-0,38**	-0,17	-0,17
<b>13</b>	-0,34**	-0,20	-0,22
<b>14</b>	-0,27**	-0,25**	-0,25**
<b>15</b>	-0,25**	-0,23**	-0,26**
<b>16</b>	-0,25**	-0,25**	-0,30**
<b>17</b>	-0,17	-0,30**	-0,27**
<b>18</b>	-0,08	-0,23**	-0,24**
<b>19</b>	0,01	-0,23**	-0,25**
<b>20</b>	0,08	-0,30**	-0,24**
<b>21</b>	0,13	-0,23**	-0,24**
<b>22</b>	0,18	-0,20	-0,25**
<b>23</b>	0,23	-0,23**	-0,25**
<b>24</b>	0,24**	-0,26**	-0,23**

Napomene: \*\* 5% nivo značajnosti; granice intervala poverenja uz verovatnoću od 95% izračunate su na osnovu formule  $\pm 2/\sqrt{T}$ , gde T predstavlja veličinu uzorka; ACF-autokorelaciona funkcija; CPF-ciklični primarni fiskalni bilans; SPFB-strukturni primarni fiskalni bilans; CAAR-diskrecioni javni prihodi.



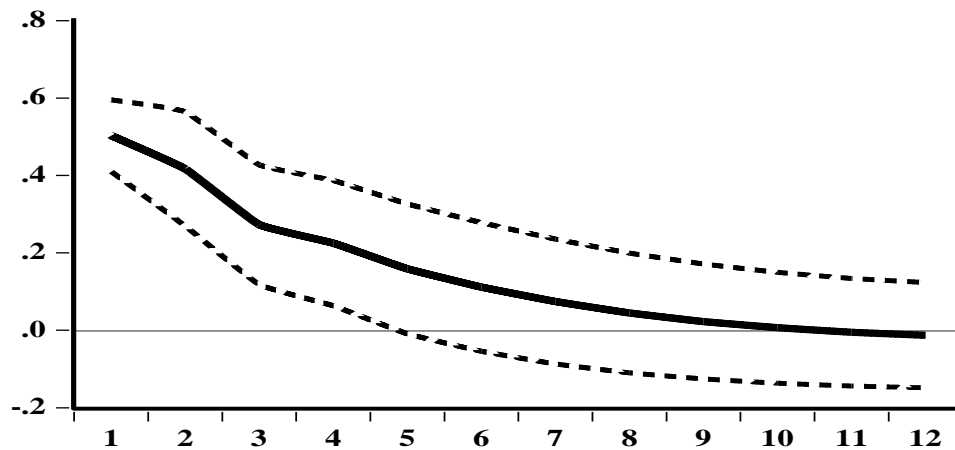
[CPFB→SPFB], je dvojak: 1) autokorelacijama iz tabele 3.3 potrebno je dati strukturnu interpretaciju; 2) potrebno je utvrditi karakter fiskalne politike u odnosu na poslovni ciklus preko analize reakcije strukturnog primarnog bilansa na šokove u cikličnom primarnom bilansu.

Gornji grafikon na slici 3.10 prikazuje reakciju cikličnog primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u cikličnom primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije. Srednji grafikon na slici 3.10 prikazuje reakciju strukturnog primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u cikličnom primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije. Donji grafikon na slici 3.10 prikazuje reakciju strukturnog primarnog fiskalnog bilansa na Holeski šok u strukturnom primarnom fiskalnom bilansu u visini od 1 standardne devijacije. Horizontalna osa se odnosi na horizont od 12 kvartala, dok su na vertikalnim osama predstavljene respektivne reakcije sa 95% intervalima poverenja.

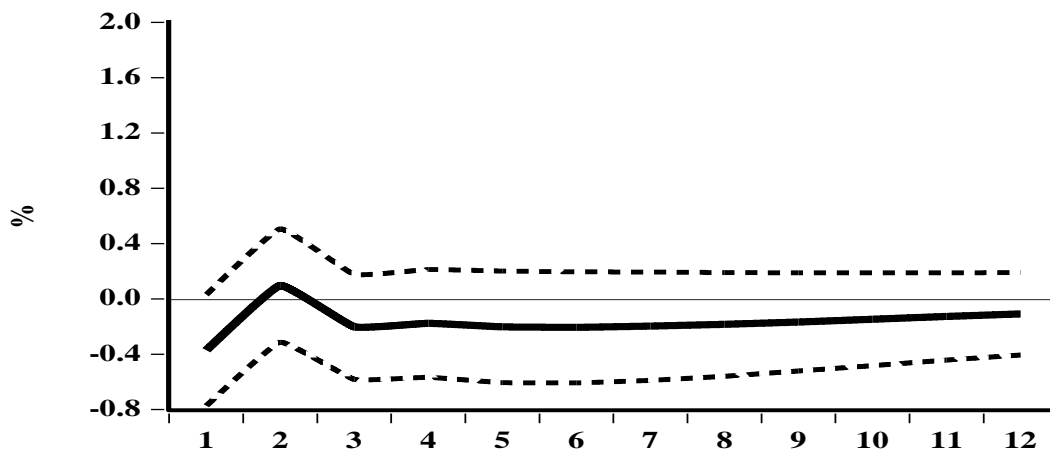
Analizom funkcija impulsnog odziva sa slike 3.10 može se zaključiti sledeće: 1) reakcija cikličnog primarnog bilansa na šok u cikličnom primarnom bilansu nije manje perzistentna u odnosu na reakciju strukturnog primarnog bilansa na šok u strukturnom primarnom bilansu; 2) perzistentnost reakcije strukturnog primarnog bilansa na šok u strukturnom primarnom bilansu ne odgovara perzistentnosti slučajnog hoda ili inertnog AR(1) procesa kod koga je vrednost autoregresionog parametra bliska 1; 3) reakcija strukturnog bilansa nakon šoka u cikličnom bilansu iznosi samo -0,37, što je značajno ispod pretpostavljene vrednosti od -0,95 za koju Cochrane (1998) tvrdi da je potrebna da indukuje nerikardijansko ponašanje u dinamičku međuzavisnost primarnog bilansa i javnog duga. Štaviše, reakcija strukturnog bilansa nakon šoka u cikličnom bilansu gubi statističku značajnost nakon prvog kvartala. Drugim rečima, iako se u određenoj meri može govoriti o procikličnom karakteru fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine, identifikovana procikličnost nije dovoljna da obezbedi jednoznačnu interpretaciju fiskalnog ponašanja u okvirima nerikardijanskog režima, tako da se rikardijanska interpretacija, ipak, čini više *verovatnom*.

---

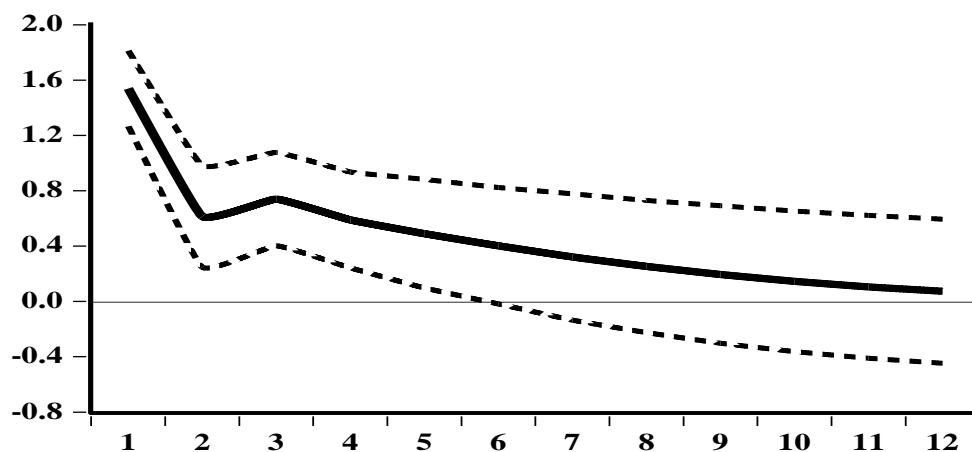
**REAKCIJA CPFBA NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U CPFBA-U**



**REAKCIJA SPFB-A NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U CPFBA-U**



**REAKCIJA SPFB-A NA 1 S.D. HOLESKI ŠOK U SPFB-U**



Slika 3.10: VAR 13-Funkcije impulsnog odziva sa 95% intervalom poverenja ( $\pm 2$  S.E.)

### 3.4 Diskusija rezultata

Osnovni rezultat trećeg poglavlja teze jeste da se opšti prosečni nivo cena, a posledično i nominalni BDP, u Republici Srbiji nakon 2000. godine dominantno formirao pod uticajem monetarne, a ne fiskalne politike. Ocenjene funkcije fiskalne reakcije javnog duga na šokove u primarnom fiskalnom bilansu, imaju, dakle, logički konzistentniju interpretaciju u okviru rikardijanskog (monetarno-dominantnog) fiskalnog režima. Ocenjeni VAR modeli ukazuju da učešće javnog duga u BDP-u počinje statistički značajno da opada, u proseku, dve godine nakon otpočinjanja programa fiskalne konsolidacije. Identifikovani korektivni mehanizam u kretanju dug/BDP odnosa naniže upućuje da je međuvremensko budžetsko ograničenje države zadovoljeno prvenstveno kretanjima u fiskalnim varijablama, a ne promenama u opštem prosečnom nivou cena (nominalnom BDP-u). Ovaj rezultat je robustan na alternativne pretpostavke o endogenosti primarnog fiskalnog bilansa na kvartalnom nivou.

Pojava negativne autokorelacije u stohastičkim procesima za primarni i strukturni primarni fiskalni bilans nakon isteka perioda od 3 godine, koliko su u proseku trajali programi fiskalne konsolidacije u Srbiji nakon 2000. godine, upućuje na vođenje ekspanzivne fiskalne politike koja više ne obraća pažnju, ili bar ne u istoj meri, na visinu i dinamiku javnog duga. Ovakva kretanja u pomenutim fiskalnim agregatima upućuju na pojavu nerikardijanskog (fiskalno-dominantnog) režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, u kome se, s obzirom da primarni fiskalni rezultat više ne utiče korektivno na kretanje javnog duga, zadovoljenje međuvremenskog budžetskog ograničenja države ostvaruje korekcijama u opštem prosečnom nivou cena (nominalnom BDP-u). S obzirom da je korekcija u opštem prosečnom nivou cena posledica odgovarajućih međuzavisnosti u fiskalnim varijablama, nerikardijanski (fiskalno-dominantni) režim je još poznat i kao fiskalna teorija cena (eng. FTPL-fiscal theory of the price level).

Ocenjene funkcije impulsnog odziva pokazuju da je, u proseku, potrebno da prođu dve godine da fiskalni bilans (javna štednja, merena u % BDP-a) u Republici Srbiji poraste za 4-5 procentnih poena. Akumulirana javna štednja, zatim, korektivno deluje u pravcu smanjenja dug/BDP odnosa u trećoj godini sprovođenja programa fiskalne

konsolidacije, što je konzistentno sa rikardijanskim režimom formiranja opšteg prosečnog nivoa cena, a samim tim i nominalnog BDP-a.

Reakcija duga na šok u primarnom fiskalnom bilansu iščezava, međutim, iz sistema nakon protoka perioda koji aproksimativno odgovara dužini trajanja programa fiskalne konsolidacije, tj., nakon protoka perioda od 16-17 kvartala, usled pojave negativne autokorelacije u kretanju primarnog fiskalnog bilansa. Negativna autokorelacija u stohastičkom procesu za primarni fiskalni bilans determinisana je pojavom negativne autokorelacije u stohastičkom procesu koji opisuje kretanje strukturnog primarnog fiskalnog bilansa, a koja se javlja kao posledica negativne autokorelacije u kretanju diskrecionih javnih prihoda. Opisana kretanja u pomenutim fiskalnim varijablama sugerišu pojavu nerikardijanskog režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena nakon isteka perioda od 3-4 godine.

U prilog rikardijanskom (monetarno-dominantnom) režimu formiranja opšteg prosečnog nivoa cena ide u prilog i činjenica da je malo verovatno da inovacije u primarnom fiskalnom bilansu mogu da utiču na kretanje nominalnog i realnog BDP-a, imajući u vidu nalaze iz Ilzetski et al. (2010). Nemogućnost ravnotežnog pristupa fiskalnoj politici da opiše vođenje fiskalne politike u Republici Srbiji nakon 2000. godine, pre svega usled čestih promena u diskrecionim poreskim stopama, kao i nedovoljno izražena procikličnost fiskalne politike, predstavljaju dodatne dokaze koji idu u prilog rikardijanskom (monetarno-dominantnom) režimu. Konačno, kao što argumentuje Cochrane (2003), ukoliko je nominalni javni dug većinski denominiran u stranoj valuti, instrumenti monetarne politike ne mogu da utiču na realnu vrednost javnog duga preko svog uticaja na opšti prosečni nivo cena.<sup>82</sup> Ovakav zaključak dalje implicira da međuvremensko budžetsko ograničenje države u slučaju nominalnog javnog duga koji je većinski indeksiran u stranoj valuti mora biti zadovoljeno putem korekcija u primarnom fiskalnom bilansu, što opet ide u prilog relevantnosti

---

<sup>82</sup> Cochrane-ova (2003) argumentacija je mnogo više od značaja u slučaju relativno zatvorenijih privreda u kojima fluktuacije u deviznom kursu nemaju uticaja na output sektora razmenljivih roba i usluga. Ukoliko je, međutim, učešće sektora razmenljivih roba i usluga u BDP-u približno jednako učešću stranog duga u ukupnom javnom dugu, kao što je slučaj sa Republikom Srbijom, oscilacije u deviznom kursu imaju limitiran uticaj na ponašanje dug/BDP odnosa. Za detalje, videti Cafiso (2012).

rikardijanskog (monetarno-dominantnog) fiskalnog režima određivanja cena u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine.

U prilog nerikardijanskom (fiskalno-dominantnom) režimu formiranja opšteg prosečnog nivoa cena ide u prilog činjenica da je monetarna politika u visoko eurizovanim ekonomijama kao što je srpska veoma često nemoćna da utiče na opšta cenovna kretanja. Potencijalni transmisioni mehanizam putem kojeg fiskalna politika može da utiče na rast cena, a koji je konzistentan sa identifikovanim kretanjima u analiziranim fiskalnim agregatima, funkcioniše preko diskrecionih smanjenja poreskih stopa. Preciznije, pojava negativne autokorelacije u kretanju diskrecionih prihoda, što utiče i na pojavu negativne autokorelacije u kretanju strukturnog i ukupnog primarnog bilansa, implicira rast nominalnog BDP-a u okviru nerikardijanskog režima. Ukoliko se pođe od pretpostavke da poreski stimulansi imaju mali, ili uopšte nemaju, uticaj na kretanje realnog BDP-a, onda je moguće špekulisati u pravcu rasta cena nastalog kao posledica pregrejane agregatne tražnje usled smanjenja opšteg prosečnog poreskog opterećenja. Opisani transmisioni mehanizam uticaja fiskalne politike na cenovnu ravnotežu predstavlja, međutim, zasebno istraživačko pitanje koje zahteva posebnu empirijsku analizu.

Od interesa je ovde spomenuti dva nedostatka koji opterećuju rezultate prezentirane u ovom poglavlju teze. Prvi problem je teorijsko-fundamentalne prirode, a tiče se neocenjivanja direktnog uticaja primarnog fiskalnog bilansa na opšti prosečni nivo cena u okviru prikazanih VAR modela. Drugim rečima, ovaj problem se tiče ocenjivanja VAR modela u kojima bi figurirao realni dug definisan kao  $\frac{B_t}{p_t}$ . Nastavak istraživanja u ovom pravcu ne izgleda obećavajuće, ako je verovati argumentaciji u Cochrane (1998) koji tvrdi da ovakav pristup i dalje nije u stanju da razreši problem opservacione ekvivalencije, ali zato u dobroj meri limitira opštost fiskalne teorije cena, kao što je navedeno u uvodnim razmatranjima ovog poglavlja. Konkretno, rast bilansa bi u ovom slučaju implicirao smanjenje opšteg prosečnog nivoa cena u nerikardijanskom režimu, a samim tim i rast vrednosti realnog javnog duga. Ovakav scenario moguć je, međutim, i u rikardijanskom režimu gde restriktivna monetarna politika utiče na smanjenje opšteg prosečnog nivoa cena, što dovodi do rasta realne vrednosti javnog duga, a samim tim i do rasta budućih primarnih bilansa.

Drugi problem je empirijsko-specifične prirode, a tiče se nemogućnosti ocenjenih VAR modela da obuhvate sukcesivne smene između rikardijanskog i nerikardijanskog režima. Rešenje ovog problema leži u ocenjivanju VAR modela sa varirajućim koeficijentima (eng. TVP VAR-time varying parameter VAR), kao u Afonso & Jalles (2015), koji analiziraju uzorak od 11 EU ekonomija u periodu 1999Q1-2013Q4. Upotreba TVP VAR modela u nekom od budućih istraživanja omogućila bi modeliranje negativne autokorelacije u stohastičkom procesu za primarni fiskalni bilans, i na taj način jasno razgraničila vremenske periode u kojima je bio dominantan rikardijanski režim od onih u kojima je bio dominantan nerikardijanski režim.

## **Opšti zaključak**

U ovoj doktorskoj disertaciji analiziran je uticaj fiskalne politike na budžetsku, spoljnu i cenovnu ravnotežu u Republici Srbiji u periodu 2001Q1-2017Q3. Početak uzorka, 2001Q1, odnosi se na otpočinjanje procesa ekonomske tranzicije u Srbiji nakon političkih promena sa kraja 2000. godine, dok je kraj uzorka, 2017Q3, uslovljen raspoloživošću podataka u trenutku pisanja doktorske disertacije.

Prvo poglavlje ispituje fiskalnu održivost Republike Srbije nakon 2000. godine, kao i dinamičku uzročno-posledičnu vezu između diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda. Rezultati iz I poglavlja teze upućuju na neodrživost fiskalne pozicije Republike Srbije u analiziranom periodu, pri čemu je globalna finansijska kriza, zajedno sa izbornim političkim ciklusom, delovala u pravcu produblјivanja fiskalne neravnoteže, dok su aranžmani sa MMF-om delovali u pravcu stabilizacije javnih finansija Republike Srbije. Ocenjene funkcije impulsnog odziva upućuju, takođe, na relevantnost hipoteze o institucionalnoj separaciji između rashodne i prihodne strane budžeta Republike Srbije. Drugim rečima, rezultati prvog poglavlja ukazuju da je budžetska neravnoteža u Republici Srbiji formirana kao posledica nesinhronizovanih, ad-hoc, diskrecionih mera na strani primarnih javnih rashoda i javnih prihoda. Od egzogenih diskrecionih mera na rashodnoj strani budžeta od posebnog je značaja rast javne potrošnje u predizbornim kvartalima 2006Q4, 2007Q4 i 2012Q1 koji je, u proseku, iznosio između 3,5-4% BDP-a, dok je implementacija „stand-by“ aranžmana sa MMF-om u periodima 2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1 i

2015Q1-2017Q3 uticala na smanjenje učešća diskrecionih primarnih javnih rashoda u BDP-u za oko 1-1,5%, u proseku. Od egzogenih diskrecionih mera na prihodnoj strani budžeta, od posebnog je značaja uvođenje poreza na dodatu vrednost (PDV) koje je dovelo do jednokratnog povećanja učešća javnih prihoda u BDP-u za oko 1,5-2,0% BDP-a.

Rezultat o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta bazira se na pretpostavci o egzogenoj javnoj potrošnji. Ova pretpostavka podrazumeva da u okviru datog kvartala postoji direktan uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda na diskrecione javne prihode, ali ne i obrnuto. Ovako postavljena identifikaciona šema, pored toga što je konzistentna sa većinom doprinosa iz relevantne literature, potvrđena je nalazima Grejndžerovog testa uzročnosti, kao i rezultatima dekompozicija varijansi grešaka predviđanja.

Relevantnost hipoteze o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta nije ugrožena čak i kada se uzme u obzir uticaj šokova apsorpcije na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda. Modeliranje uticaja apsorpcionog jaza na dinamiku diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda ima za cilj da obuhvati potencijalno prelivanje efekata spoljne neravnoteže na budžetsku neravnotežu, i na taj način umanjiti eventualnu pristrasnost dobijenih ekonometrijskih ocena koja se javlja kao posledica izostavljanja relevantne objašnjavajuće promenljive.

I pored toga što uzimaju u obzir uticaj spoljne neravnoteže na budžetsku neravnotežu, rezultati prvog poglavlja ove doktorske disertacije sporni su iz najmanje tri razloga. Prvo, serija podataka za apsorpcioni jaz je dobijena filtriranjem vrednosti domaće apsorpcije primenom HP filtera, čiji su nedostaci dobro poznati u makroekonometrijskoj teoriji i praksi. Drugo, nijedna od VAR specifikacija iz prvog poglavlja teze ne uspeva da modelira statistički značajnu pozitivnu unakrsnu korelaciju između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda  $\rho_{caar,caag (+i)}$ . Drugim rečima, unakrsnoj korelaciji  $\rho_{caar,caag (+i)}$  nije data strukturalna interpretacija, što za posledicu može imati potcenjivanje potencijalnog kanala uticaja diskrecionih javnih prihoda na diskrecione primarne javne rashode. Potencijalne uzroke nemogućnosti utvrđivanja

jednoznačne dinamičke uzročno-posledične veze između diskrecionih javnih prihoda i diskrecionih primarnih javnih rashoda treba tražiti u relativno kratkom, po mnogim institucionalnim karakteristikama netipičnom (otpis stranih dugova, spoljna pomoć, odvajanje Crne Gore, nepouzdana podaci o kretanju sive ekonomije itd.), periodu analize ove doktorske disertacije. Treće, ocenjene VAR specifikacije ne ispituju uticaj budžetske neravnoteže na formiranje i dinamiku spoljne neravnoteže kroz uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga.

Kontrola rashodne strane budžeta od presudnog je značaja za eliminisanje kako budžetske tako i spoljne neravnoteže u slučaju Republike Srbije nakon 2000. godine. Rezultati iz II poglavlja teze pokazuju da neanticipirani rast javne potrošnje i diskrecionih javnih prihoda dovodi do smanjenja spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Pozitivni šokovi u javnoj potrošnji imaju kvantitativno snažniji uticaj na kretanje realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa (aprecijacija) u odnosu na pozitivne inovacije u diskrecionim javnim prihodima (deprecijacija), što implicira da fiskalna politika utiče na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko aprecijacije realnog i nominalnog efektivnog deviznog kursa. Sa druge strane, transmisioni mehanizam koji funkcioniše preko odnosa domaćih i stranih cena nije se pokazao empirijski relevantnim u objašnjavanju varijacija spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine. Izdaci za ličnu potrošnju domaćinstava nemaju, takođe, statistički značajan uticaj na kretanje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije u periodu 2001Q1-2017Q3. Fiskalna politika utiče, međutim, na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga preko smanjenja privatne štednje domaćinstava, gde pozitivni šokovi u diskrecionim javnim prihodima imaju kvantitativno snažniji uticaj na dinamiku privatne štednje (smanjenje) u odnosu na pozitivne inovacije u javnoj potrošnji (povećanje). Konačno, pozitivni šokovi u javnoj potrošnji i diskrecionim javnim prihodima dovode do povećanja bruto investicija u osnovne fondove, čije se povećanje zatim preliva na smanjenje spoljnotrgovinskog bilansa roba i usluga Republike Srbije nakon 2000. godine.



VAR modeli ocenjeni u drugom poglavlju teze idu korak dalje u odnosu na VAR specifikacije iz prvog poglavlja tako što, ne samo da ispituju uticaj diskrecionih primarnih javnih rashoda i diskrecionih javnih prihoda na spoljnotrgovinski bilans roba i usluga, već detaljno opisuju potencijalne transmisione mehanizme uticaja budžetske neravnoteže na spoljnu neravnotežu. Od ukupno 6 ocenjenih VAR specifikacija u ovom poglavlju, one VAR specifikacije koje ispituju transmisione mehanizme uticaja preko realnog i nominalnog deviznog kursa i dalje potvrđuju hipotezu o institucionalnoj separaciji rashodne i prihodne strane budžeta Republike Srbije. Ostali ocenjeni VAR modeli iz drugog poglavlja relativno veći značaj daju Fridmanovoj oporezuj-troši hipotezi. Polazeći od podjednake relevantnosti obe hipoteze, fiskalni debalans u slučaju Republike Srbije mora se eliminisati putem trajnog smanjenja primarnih javnih rashoda, kao i odgovarajućim smanjenjem poreskog opterećenja, koje bi imalo za cilj da uspostavi dodatni kontrolno-korektivni mehanizam u kretanju rashod/BDP odnosa naniže. Povećanje učešća diskrecionih javnih prihoda u BDP-u, imajući u vidu nalaze koji idu u prilog Fridmanovoj oporezuj-troši hipotezi, moglo bi se pokazati kontraproduktivnim sa stanovišta eliminisanja budžetske neravnoteže, jer može dovesti do diskrecionog rasta primarnih javnih rashoda, i na taj način ugroziti one diskrecione mere koje deluju u pravcu smanjenja učešća javne potrošnje u BDP-u.

Konačno, diskreciono smanjenje primarnih javnih rashoda utiče i na pozitivna kretanja u primarnom fiskalnom bilansu. Treće poglavlje ove doktorske disertacije ispituje fiskalnu reakciju javnog duga na pozitivne inovacije u primarnom fiskalnom rezultatu. Ocenjeni VAR modeli većinski upućuju da dug/BDP odnos počinje statistički značajno da opada tek dve godine nakon sprovođenja programa fiskalne konsolidacije. Ovakav rezultat konzistentan je sa rikardijanskim režimom formiranja opšteg prosečnog nivoa cena u Republici Srbiji. Određeni empirijski rezultati, a pre svega oni koji se odnose na negativnu autokorelaciju u primarnom i strukturnom primarnom fiskalnom bilansu nakon protoka perioda od 3 godine, upućuju na potencijalnu relevantnost nerikardijanskog režima formiranja opšteg prosečnog nivoa cena. Pojava negativne autokorelacije u kretanju strukturnog primarnog fiskalnog bilansa nakon isteka perioda od 3 godine, koliko su u proseku trajali programi fiskalne stabilizacije u Srbiji, upućuje na vođenje ekspanzivne fiskalne politike, što u dobroj meri sprečava uspostavljanje dugoročno održivih javnih finansija u Republici Srbiji nakon 2000. godine.

## Literatura

1. Abbas, A.S.M., Bouhga-Hagbe, J., Fatás, A., Mauro, P. & Velloso, R.C. (2011). Fiscal Policy and the Current Account. *IMF Economic Review*, 59 (4), pp. 603-629.
2. Afonso, A. (2008). Ricardian fiscal regimes in the European Union. *Empirica*, 35 (3), pp. 313-334.
3. Afonso, A. & Jalles, J.T. (2015). *Euro Area Time Varying Fiscal Sustainability*. (WP13/2015/DE/UECE), Lisbon: Lisbon School of Economics and Management.
4. Alesina, A., Campante, F.R. & Tabellini, G. (2008). Why is Fiscal Policy often Procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6 (5), pp. 1006-1036.
5. Alesina, A. & Tabellini, G. (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *The Review of Economic Studies*, 57 (3), pp. 403-414.
6. Andrić, V., Arsić, M. & Nojković, A. (2016a). Fiscal Reaction to Interest Payments- the case of Serbia. *Industrija*, 44 (3), pp. 117-144.
7. Andrić, V., Arsić, M. & Nojković, A. (2016b). Public Debt Sustainability in Serbia Before and During the Global Financial Crisis. *Economic Annals*, 61 (210), pp. 47-77.
8. Arghyrou, M.G. & Luintel, K.B. (2007). Government solvency: revisiting some EMU countries. *Journal of Macroeconomics*, 29 (2), pp. 387-410.
9. Arsić, M., Mladenović, Z., Petrović, P. & Nojković, A. (2005). *Makroekonometrijsko modeliranje privrede Srbije-Teorijske osnove i rezultati*. Beograd, Republika Srbija: CES-MECON.
10. Arsić, M., Mladenović, Z. & Petrović, P. (2001). *Macroeconomic Stabilization in the FRY*. (The wiiw Balkan Observatory Working Paper No. 9), Vienna: The Vienna Institute for International Economic Studies.

11. Arsić, M., Nojković, A. & Randelović, S. (2013). Would Economic Recovery Imply Fiscal Stabilization in Serbia? *Journal of Business Economics and Management*, 3-4, pp. 222-237.
12. Bai, J. (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models. *The Review of Economics and Statistics*, 79 (4), pp. 551-563.
13. Bai, J. & Perron, P. (2003a). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), pp. 1-22.
14. Bai, J. & Perron, P. (2003b). Critical Values for Multiple Structural Change Tests. *Econometrics Journal*, 6 (1), pp. 72-78.
15. Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66 (1), pp. 47-78.
16. Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, 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*, 25 (4), pp. 525-539.
17. Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. & Esteve, V. (2006). Is the budget deficit sustainable when fiscal policy is nonlinear? The case of Spain. *Journal of Macroeconomics*, 28 (3), pp. 596-608.
18. Baldacci, E., Petrova, I., Belhocine, N., Dobrescu, G. & Mazraani, S. (2011). *Assessing fiscal stress*. (IMF Working Paper WP/11/100), Washington D.C.: International Monetary Fund.
19. Barro, R. (1979). On the Determination of the Public Debt. *Journal of Political Economy*, 87 (5), pp. 940-971.
20. Beetsma, R., Giuliodori, M. & Klaassen, F. (2008). The Effects of Public Spending Shocks on Trade Balances and Budget Deficits in the European Union. *Journal of the European Economic Association*, 6 (2-3), pp. 414-423.

21. Berglöf, E., Korniyenko, Y., Plekhanov, A. & Zettelmeyer, J. (2009). *Understanding the Crisis in Emerging Europe*. (EBRD Working Paper No. 109), London: European Bank for Reconstruction and Development.
22. Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), pp. 1329-1368.
23. Bluedorn, J. & Leigh, D. (2011). Revisiting the Twin Deficits Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account. *IMF Economic Review*, 59 (4), pp. 582-602.
24. Bohn, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54 (7), pp. 1837-1847.
25. Bohn, H. (1991). Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*, 27 (3), pp. 333-359.
26. Bohn, H. (1998). The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (3), pp. 949-963.
27. Bohn, H. (1995). *The sustainability of fiscal policy in the United States*. (CESifo working papers, No. 1446), Munich: CESifo Group Munich.
28. Boileau, M. & Normandin, M. (2012). Do tax cuts generate twin deficits? A multi-country analysis. *The Canadian Journal of Economics*, 45 (4), pp. 1667-1699.
29. Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J. & Nakata, T. (2011). *When and How to Adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Fiscal Balances* (IMF Technical Notes and Manuals 11/02), Washington D.C.: International Monetary Fund.

30. Bouakez, H., Chihi, F. & Normandin, M. (2014). Fiscal policy and external adjustment: New evidence. *Journal of International Money and Finance*, 40, pp. 1-20.
31. Brender, A. & Drazen, A. (2005). Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of Monetary Economics*, 52 (7), pp. 1271-1295.
32. Buchanan, J.M. & Wagner, R.E. (1978). Dialogues Concerning Fiscal Religion. *Journal of Monetary Economics*, 4 (3), pp. 627-636.
33. Bussière, M., Fratzscher, M., & Müller, G. (2004). *Current Account Dynamics in OECD and New EU Member States: An Intertemporal Approach*. (ECB Working Paper No. 311), Frankfurt am Main, Germany: European Central Bank.
34. Brooks, C. & Garrett, I. (2002). Can we explain the dynamics of the UK FTSE 100 stock and stock index futures markets? *Applied Financial Letters*, 12 (1), pp. 25-31.
35. Cafiso, G. (2012). *A guide to Public Debt equations*. Preuzeto sa: <https://ssrn.com/abstract=1975710>.
36. Canzoneri, M.B., Cumby, R.E. & Behzad, D.T. (2001). Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? *The American Economic Review*, 91 (5), pp. 1221-1238.
37. Chan, K.S. & Tong, H. (1985). On the use of the deterministic Lyapunov function for the ergodicity of stochastic difference equations. *Advances in Applied Probability*, 17 (3), pp. 666-678.
38. Chan, K.S., Petrucci, J.D., Tong, H. & Woolford, S.W. (1985). A Multiple-Threshold AR(1) Model. *Journal of Applied Probability*, 22 (2), pp. 267-279.
39. Chihi, F. & Normandin, M. (2013). External and budget deficits in some developing economies. *Journal of International Money and Finance*, 32, pp. 77-98.

40. Cipollini, A., Fattouh, B. & Mouratidis, K. (2009). Fiscal readjustments in the United States: a nonlinear time-series analysis. *Economic Inquiry*, 47 (1), pp. 34-54.
41. Cochrane, J.H. (2003). *Fiscal Foundations of Monetary Regimes*. Mimeo. Preuzeto sa: <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/Papers/indiafiscal.pdf>.
42. Cochrane, J.H. (1998). *A Frictionless View of US Inflation*. (NBER Working Paper No. 6646), Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
43. Coccozza, E., Colabella, A. & Spadafora, F. (2011). *The Impact of the Global Crisis on South-Eastern Europe*. (IMF Working Paper WP/11/300), Washington D.C.: International Monetary Fund.
44. Considine, J. & Gallagher, L.A. (2008). UK debt sustainability: some nonlinear evidence and theoretical implications. *The Manchester School*, 76 (3), pp. 320-335.
45. Corsetti, G. & Müller, G.J. (2008). Twin Deficits, Openness, and the Business Cycle. *Journal of the European Economic Association*, 6 (2-3), pp. 404-413.
46. Corsetti, G., Müller, G.J. & Sibert, A. (2006). Twin Deficits: Squaring Theory, Evidence and Common Sense. *Economic Policy*, 21 (48), pp. 597-638.
47. Creel, J. & Le Bihan, H. (2006). Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: Some international evidence. *Journal of Macroeconomics*, 28 (2), pp. 338-360.
48. Darvas, Z. (2012). *Real Effective Exchange Rates for 178 Countries: A New Database*. (Bruegel Working Paper 2012/06), Brussels: Bruegel.
49. Darvas, Z. (2009). *The Impact of the Crisis on Budget Policy in Central and Eastern Europe*. (Bruegel Working Paper 2009/05), Brussels: Bruegel.
50. Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072.

51. Dobrescu, G. & Salman, F. (2011). *Fiscal Policy during Absorption Cycles*. (IMF Working Paper WP/11/41), Washington D.C.: International Monetary Fund.
52. Elliott, G., Rothenberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64 (4), pp. 813-836.
53. Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, NJ: 4<sup>th</sup> edition Hoboken.
54. Enders, W. & Lee, B-S. (1990). Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins? *The Review of Economics and Statistics*, 72 (3), pp. 373-381.
55. Eurostat. (2015). *ESS guidelines on seasonal adjustment*. (Eurostat Manuals and Guidelines), Luxembourg: European Commission and Eurostat.
56. Frankel, J.A. (2010). *The Natural Resource Curse: A Survey*. (NBER Working Paper No. 15836), Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
57. Friedman, M. (1978). The Limitations of Tax Limitation. *Policy Review*, pp. 7-14.
58. Gale, W.G. & Orszag, P.R. (2004). Bush Administration Tax Policy: Starving the Beast? *Tax Notes*, pp. 999-1002.
59. Hakkio, C.S. & Rush, M. (1991). Is the Budget Deficit “Too Large?” *Economic Inquiry*, 29 (3), pp. 429-445.
60. Hamilton, J.D. & Flavin, M.A. (1986). On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76 (4), pp. 808-819.
61. Hansen, B.E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64 (2), pp. 413-430.
62. Hoover, K.D. & Sheffrin, S.M. (1992). Causation, Spending, and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State? *The American Economic Review*, 82 (1), pp. 225-248.

63. Ilzetski, E., Mendoza, E.G. & Végh, C.A. (2010). *How big (small?) are fiscal multipliers?* (NBER Working Paper No. 16479), Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
64. Kilian, L. (2011). *Structural Vectorautoregressions*.(CEPR Discussion Paper No. DP8515), London, UK: CEPR. Preuzeto sa: <https://ssrn.com/abstract=1908563>.
65. Kim, S. & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. *Journal of International Economics*, 74 (2), pp. 362-382.
66. Koczan, Z. (2015). *Fiscal Deficit and Public Debt in the Western Balkans: 15 Years of Economic Transition*. (IMF Working Paper WP/15/172), Washington D.C.: International Monetary Fund.
67. Kräger, H. & Kugler, P. (1993). Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective. *Journal of International Money and Finance*, 12 (2), pp. 195-208.
68. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), pp. 159-178.
69. Lane, P.E. & Perotti, R. (2003). The importance of composition of fiscal policy: evidence from different exchange rate regimes. *Journal of Public Economics*, 87 (9-10), pp. 2253-2279.
70. Lane, P.R. & Perotti, R. (1998). The trade balance and fiscal policy in the OECD. *European Economic Review*, 42 (3-5), pp. 887-895.
71. Legrenzi, G. & Milas, C. (2012). Nonlinearities and the sustainability of the government's intertemporal budget constraint. *Economic Inquiry*, 50 (4), pp. 988-999.
72. Leeper, E.M. & Li, B. (2016). *Surplus-Debt Regressions*. (NBER Working Paper No. 22662), Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.



73. Madžar, Lj. (2005). Epistemological Shell of the Econometric Findings. *Economic Annals*, 166 (July-September), pp. 285-315.
74. Meltzer, A.H. & Richard, S.F. (1981). A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, 89 (5), pp. 914-927.
75. Mladenović, Z. & Petrović, P. (2014). Currency Crash and Exchange Rate Pass-Through: A Tale of Two Crises in Serbia. *Eastern European Economics*, 52 (2), pp. 65-84.
76. Monacelli, T. & Perotti, R. (2010). Fiscal Policy, the Real Exchange Rate and Traded Goods. *The Economic Journal*, 120 (544), pp. 437-461.
77. Müller, G. J. (2008). Understanding the dynamic effects of government spending on foreign trade. *Journal of International Money and Finance*, 27 (3), pp. 345-371.
78. Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69 (6), pp. 1519-1554.
79. Panjer, N., de Haan, L. & Jacobs, J. (2017). *Is fiscal policy in the euro area Ricardian?* (DNB Working Paper No. 562), Amsterdam: De Nederlandsche Bank.
80. Peacock, A.T. & Wiseman, J. (1961). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
81. Petrović, P., Bogetić, Ž. & Vujošević Z. (1999). The Yugoslav Hyperinflation of 1992-1994: Causes, Dynamics and Money Supply Process. *Journal of Comparative Economics*, 27, pp. 335-353.
82. Petrović, P. & Gligorić, M. (2010). Exchange Rate and Trade Balance: J-curve Effect. *Panoeconomicus*, 1, pp. 23-41.
83. Petrović, P. & Vujošević, Z. (2000). Monetary accommodation in transition economies: econometric evidence from Yugoslavia's high inflation in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 62 (2), pp. 495-513.

84. Piergallini, A. & Postigliola, M. (2013). Non-linear budgetary policies: evidence from 150 years of Italian public finance. *Economic Letters*, 121 (3), pp. 495-498.
85. Rahman, J. (2010). *Absorption Boom and Fiscal Stance: What Lies Ahead in Eastern Europe?* (IMF Working Paper WP/10/97), Washington D.C.: International Monetary Fund.
86. Romer, C.D. & Romer, D.H. (2009). Do Tax Cuts Starve the Beast? The Effect of Tax Changes on Government Spending. *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, pp. 139-214.
87. Roubini, N. & Sachs, J.D. (1989). Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies. *European Journal of Political Economy*, 33 (5), pp. 903-938.
88. Sarno, L. (2001). The behavior of US public debt: a nonlinear perspective. *Economics Letters*, 74 (1), pp. 119-125.
89. Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48 (1), pp. 1-48.
90. Sims, C., Stock, J.H. & Watson, M.W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58 (1), pp. 113-144.
91. Talvi, E. & Végh, C.A. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development Economics*, 78 (1), pp. 156-190.
92. Tasić, N. & Zdravković, M. (2008). *Long-run Exchange Rate Sensitivity of Serbian Exports and Imports*. (NBS Working Paper), Belgrade: National Bank of Serbia.
93. Tong, H. (1978). On a threshold model. In: *Pattern recognition and signal processing*. ed. C. H. Chen, pp. 575-586. Amsterdam: Sijhoff & Noordhoff.

94. Tong, H. & Lim, K.S. (1980). Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 42 (3), pp. 245-292.
95. Tornell, A. & Lane, P.R. (1999). The Voracity Effect. *The American Economic Review*, 89 (1), pp. 22-46.
96. Tsay, R.S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405), pp. 231-240.
97. von Furstenberg, G.M., Green, J.R. & Jeong, J-H. (1986). Tax and Spend, or Spend and Tax? *The Review of Economics and Statistics*, 68 (2), pp. 179-188.
98. von Hagen, J. & Wolff, G.B. (2006). What Do Deficits Tell Us About Debt? Empirical Evidence on Creative Accounting with Fiscal Rules in the EU. *Journal of Banking & Finance*, 30 (12), pp. 3259-3279.
99. Petrucci, J. D. & Woolford, S. W. (1984). A threshold AR(1) model. *Journal of Applied Probability*, 21, pp. 270-286.
100. Uctum, M.A., Thurston, T. & Uctum, R. (2006). Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. *Economica*, 73 (289), pp. 129-156.
101. Zildžović, E. (2016). The Sustainability of Serbia's External Position: The Impact of Fiscal Adjustment and External Shocks. *Economic Annals*, 60 (204), pp. 31-60.
102. Zildžović, E., Nedeljković, M., & Đorđević, A. (2016). *Intertemporalni modeli tekućeg računa bilansa plaćanja-Teorijske i empirijske postavke*. Beograd, Republika Srbija: Fakultet za ekonomiju, finansije i administraciju.

## Prilog A-Podaci

Makroekonomske vremenske serije korišćene u ovoj doktorskoj disertaciji odnose se na period 2001Q1-2017Q3 i mogu se preuzeti na sledećoj internet adresi: <http://www.vladimirandric.com/about.html>. Svi analizirani podaci su preuzeti sa zvaničnih internet stranica Republičkog zavoda za statistiku, Narodne banke Srbije, Ministarstva finansija Republike Srbije i Eurostat-a. Podaci se nalaze u okviru Excel radnih sveski *RATS.xlsx*<sup>83</sup> i *Podaci.xlsx*, koja sadrži dva Excel radna lista: *Original nedesezonirani podaci* i *Finalni desezonirani podaci*.<sup>84</sup>

Excel radni list *Original nedesezonirani podaci* u okviru Excel radne sveske *Podaci.xlsx* sadrži sledeće nedesezonirane vremenske serije: konsolidovani javni prihodi, konsolidovani javni rashodi, troškovi kamata, konsolidovani primarni javni rashodi (razlika između konsolidovanih javnih rashoda i troškova kamata), nominalni BDP, potrošnja stanovništva, javna potrošnja, bruto investicije u osnovne fondove, domaća apsorpcija (zbir lične, javne i investicione potrošnje), izvoz roba i usluga, uvoz roba i usluga, privatna štednja stanovništva, nominalni efektivni devizni kurs i realni efektivni devizni kurs. Sve pomenute vremenske serije izražene su u milionima RSD, osim nominalnog efektivnog deviznog kursa i realnog efektivnog deviznog kursa koji su izraženi u indeksnim poenima gde je u oba slučaja za bazu indeksa uzet prosek vrednosti iz 2005. godine (2005=100).

Excel radni list *Finalni desezonirani podaci* u okviru Excel radne sveske *Podaci.xlsx* sadrži desezonirane vremenske serije koje su korišćene u finalnoj ekonometrijskoj analizi. Tabela A1 sadrži pregled finalnih desezoniranih vremenskih serija. Desezoniranje originalnih podataka izvršeno je uz pomoć TRAMO/SEATS metode u skladu sa preporukama Eurostata (Eurostat, 2015). Prilikom sprovođenja postupka desezoniranja korišćeni su nivoi originalnih vremenskih serija bez uzimanja u obzir

---

<sup>83</sup> Excel radna sveska *RATS.xlsx* sadrži samo vremensku seriju učešća javnog duga u BDP-u (b) koja je korišćena prilikom upotrebe odgovarajućih RATS procedura u okviru *Nelinearost.rpf* RATS programa.

<sup>84</sup> Pored makroekonomskih vremenskih serija, oba Excel radna lista sadrže i sledeće veštačke promenljive: kriza, PDV, MMF, izbori, indeks političke fragmentacije (IPF) i indeks političke ideologije (IPI).

kalendarskih efekata, s obzirom da se radi o analizi kvartalnih podataka. Takođe, postupak desezoniranja je sproveden tako da su uzeti u obzir svi potencijalni tipovi ekstremnih vrednosti (eng. outliers)-aditivni iskok (eng. additive outlier), privremena promena (eng. temporary change) i promena nivoa (eng. level shift).

**Tabela A1: Finalne desezonirane vremenske serije**

SERIJA	NOTACIJA	JEDINICA MERE	IZVOR	NAPOMENE
JAVNI PRIHODI	R	% BDP	MF, RZS	uključuje prihode od donacija za period 2001-2007
JAVNI RASHODI	E	% BDP	MF, RZS	uključuje troškove kamate na javni dug
PRIMARNI JAVNI RASHODI	G	% BDP	MF, RSZ	ne uključuje staru deviznu štednju za period 2001-2004
APSORPCIONI JAZ	AGAP	% TREND BDP	MF, RSZ, AUTOR	$AGAP = ((A - TREND A) / TREND Y) * 100$
PROIZVODNI JAZ	YGAP	% TREND BDP	MF, RZS, AUTOR	$YGAP = ((Y - TREND Y) / TREND Y) * 100$
PROIZVODNI JAZ EU	YGAPEU	% TREND YEUE	ES	$YGAPEU = ((YEUE - TREND YEUE) / TREND YEUE) * 100$
DISKRECIONI JAVNI PRIHODI	CAAR	% BDP	MF, RZS, AUTOR	$CAAR = R - 0,17 * (AGAP + YGAP)$
DISKRECIONI PRIMARNI JAVNI RASHODI	CAAG	% BDP	MF, RZS	$CAAG = G$ (MALE NAKNADE ZA NEZAPOSLENE)
IZVOZ ROBA I USLUGA	X	% TREND BDP	RZS, AUTOR	TREND BDP-HP FILTER ( $\lambda = 1600$ )
UVOZ ROBA I USLUGA	M	% TREND BDP	RZS, AUTOR	TREND BDP-HP FILTER ( $\lambda = 1600$ )
SPOLJNOTRGOVINSKI BILANS	NX	% TREND BDP	RZS, AUTOR	$NX = X - M$
REALNI EFEKTIVNI DEVIZNI KURS	REER	INDEKSNI POEN	NBS	APRECIJACIJA ↑ DEPRECIJACIJA ↓
NOMINALNI EFEKTIVNI DEVIZNI KURS	NEER	INDEKSNI POEN	NBS	APRECIJACIJA ↑ DEPRECIJACIJA ↓
ODNOS DOMAĆIH I STRANIH CENA	$P^D/P^F$	INDEKSNI POEN	AUTOR	$(REER/NEER) * 100$

**Tabela A1: Nastavak**

SERIJA	NOTACIJA	JEDINICA MERE	IZVOR	NAPOMENE
POTROŠNJA STANOVNIŠTVA	C	% BDP	MF, RSZ	FINALNA POTROŠNJA DOMAĆINSTAVA
PRIVATNA ŠTEDNJA	S <sub>p</sub>	% BDP	AUTOR	S <sub>p</sub> =X-M+G-R+I
INVESTICIJE	I	% BDP	RZS	BRUTO INV. U OSNOVNA SREDSTVA
JAVNI DUG	b	% BDP	MF, RZS, AUTOR	2001Q1-2004Q2: EKSTRAPOLACIJA AUTORA
STOPA RASTA JAVNOG DUGA	Δb	% BDP	MF, AUTOR	APROKSIMACIJA BUDŽETSKOG DEFICITA
PRIMARNI FISKALNI BILANS	PFB	% BDP	MF, RZS	PFB=R-G
STRUKTURNI PRIMARNI FISKALNI BILANS	SPFB	% BDP	MF, RZS, AUTOR	SPFB=CAAR-CAAG=R- G-0,17*(AGAP+YGAP)
CIKLIČNI PRIMARNI FISKALNI BILANS	CPFB	% BDP	MF, RZS, AUTOR	CPFB=PFB- SPFB=0,17*(AGAP+YG AP)
NOMINALNI JAVNI DUG	B	MILIONI RSD	MF, AUTOR	CENTRALNA VLAST (95% DUGA OPŠTE DRŽAVE)
BRUTO DOMAĆI PROIZVOD	Y	MILIONI RSD	RZS	RASHODNI PRISTUP (SNA 2008/ESA 2010)

Napomene: MF-Ministarstvo finansija; NBS-Narodna banka Srbije; RZS-Republički zavod za statistiku; ES-Eurostat. Uzorak: 2001Q1-2017Q3. A=C+I+G (domaća apsorpcija); trend apsorpcija (trend A) i trend BDP (trend Y) izračunati primenom HP filtera ( $\lambda=1600$ ).

Sve desezonirane vremenske serije su podvrgnute testu rezidualne sezonalnosti u okviru Census X-12 procedure. Rezultati testova rezidualne sezonalnosti u okviru Census X-12 procedure odbacuju hipotezu o postojanju rezidualne sezonalnosti.

## Prilog B-Testovi jediničnog korena

Sve vremenske serije iz Tabele A1, osim proizvodnog i apsorpcionog jaza, kao i proizvodnog jaza na nivou EU, podvrgnute su testovima jediničnog korena

definisanim u Dickey & Fuller (1981), Kwiatkowski et al. (1982), Elliott et al. (1996) i Ng & Perron (2001).<sup>85</sup> Rezultati ovih testova sadržani su u Tabelama B1, B2 i B3. Tabela B1 sadrži rezultate koji se odnose na vremenske serije iz prvog poglavlja teze, tabela B2 sadrži rezultate koji se odnose na vremenske serije iz drugog poglavlja teze, dok tabela B3 sadrži rezultate koji se odnose na vremenske serije iz trećeg poglavlja teze.<sup>86</sup>

Rezultati ADF, KPSS, DF-GLS,  $MZ_{\alpha}$  i  $MZ_t$  testova upućuju na postojanje jediničnog korena u finalnim desezoniranim vremenskim serijama iz tabele A1, dok rezultati ERS, MSB i  $MP_T$  testova upućuju na odsustvo jediničnog korena u finalnim desezoniranim vremenskim serijama iz tabele A1. Prednost je, ipak, data rezultatima koji upućuju na odsustvo jediničnog korena u finalnim desezoniranim vremenskim serijama, jer sve ocenjene VAR specifikacije u okviru ove doktorske disertacije zadovoljavaju uslov stabilnosti.<sup>87</sup>

Prilikom utvrđivanja nivoa integrisanosti pojedinačnih vremenskih serija korišćena je test jednačina koja uključuje odsečak i trend nezavisno od konkretnog testa jediničnog

---

<sup>85</sup> Apsorpcioni jaz i proizvodni jaz se po prirodi svoje ekonomske definicije tretiraju kao stacionarne vremenske serije. Na ovakav zaključak upućuje i njihov grafički prikaz sa slike 1.8 sa koje se može uočiti tendencija vraćanja ka sredini (eng. mean reversion) u slučaju obe vremenske serije. Analiza korelograma obe vremenske serije upućuje, takođe, na njihovu stacionarnost. Parcijalni autokorelacioni koeficijent na prvoj doznji u slučaju apsorpcionog jaza iznosi 0,73, dok u slučaju proizvodnog jaza iznosi 0,79. Isti zaključci važe i za vremensku seriju proizvodnog jaza na nivou EU (YGAPEU).

<sup>86</sup> Vremenske serije javnog duga (b) i primarnog fiskalnog bilansa (PFB), merenih kao % BDP-a, analizirane su u I i III poglavlju ove doktorske disertacije. Rezultati testova jediničnog korena za ove vremenske serije predstavljeni su samo u tabeli B3.

<sup>87</sup> Ocenjeni VAR model može zadovoljavati uslov stabilnosti ukoliko su pojedinačne vremenske serije unutar redukovane forme VAR modela međusobno kointegrirani I(1) procesi. Od interesa je napomenuti da za analizirane vremenske serije u okviru ove doktorske disertacije relevantna literatura prepoznaje slučajeve kada su: 1) nominalni, ili realni, javni prihodi i (primarni) javni rashodi I(1) procesi, a (primarni) fiskalni bilans, kao njihova linearna kombinacija, prati I(0) proces; 2) nominalni efektivni devizni kurs i odnos domaćih i stranih cena su I(1) procesi, a realni efektivni devizni kurs, kao njihova linearna kombinacija, prati I(0) proces. U prvom slučaju, s obzirom da su u okviru ove doktorske disertacije javni prihodi i (primarni) javni rashodi mereni kao % BDP-a, nije ispitivana mogućnost kointegracije između pomenutih fiskalnih serija (parcijalni autokorelacioni koeficijent na prvoj doznji ne prelazi 0,76 u nijednoj od analiziranih fiskalnih serija). U drugom slučaju, imajući u vidu da je upitno da li je period 2001Q1-2017Q3 dovoljno dug za testiranje važenja zakona jedne cene, kao i da je pomenuto testiranje irelevantno sa stanovišta transmisije fiskalnih šokova na spoljnotrgovinsku ravnotežu, nije analizirano kointegraciono ograničenje [1, -1] za logaritmovane vremenske serije NEER i  $P^D/P^F$ , već su ocenjene dva odvojene VAR specifikacije: VAR 05 model (CAAG→CAAR→REER→NX) i VAR 06 model (CAAG→CAAR →NEER→  $P^D/P^F$  →NX). Konačno, Sims et al. (1990) pokazuju da su odgovarajuća VECM reprezentacija i VAR(p+1) reprezentacija *asimptotski* ekvivalentne, pod pretpostavkom da je red VAR modela  $p$  dovoljno veliki.

korena. Maksimalan broj docnji u svakoj test jednačini iznosi 4, usled analize kvartalnih podataka, dok je optimalan broj docnji određen uz pomoć modifikovanog Akaike kriterijuma (MAIC), kao u Ng & Perron (2001).

MAIC kriterijum iz Ng & Perron (2001) izračunat je uz pomoć sledeće formule

$$MAIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{2(\tau_T(k)+k)}{T-k_{max}} \quad (B.1)$$

gde  $T$  predstavlja veličinu uzorka, dok  $k$  i  $k_{max}$  predstavljaju broj docnji i maksimalan broj docnji ( $k_{max} = 4$ , usled analize kvartalnih podataka), respektivno, u sledećoj regresionoj jednačini

$$\Delta\tilde{y}_t = \beta_0\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta\tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (B.2)$$

pri čemu je vremenska serija  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_t \equiv y_t - d_t$ , izračunata uz pomoć GLS detrendiranja kao u Elliott et al. (1996), gde se  $d_t$  odnosi na vektor determinističkih komponenti (konstanta i linearni trend).<sup>88</sup>

Ocena rezidualne varijanse  $\hat{\sigma}_k^2$  izračunata je po sledećoj formuli

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T - k_{max})^{-1} \sum_{t=k_{max}+1}^T \hat{e}_{tk}^2 \quad (B.3)$$

gde  $\hat{e}_{tk}^2$  predstavlja seriju ocenjenih kvadriranih reziduala iz (B.2). Korektivni penal faktor  $\tau_T(k)$  jednak je sledećem izrazu

$$\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2. \quad (B.4)$$

Konačno, ocena dugoročne varijanse na bazi autoregresione ocene spektra jednaka je

$$S_{AR}^2 = \frac{\hat{\sigma}_k^2}{(1-\hat{\beta}(1))^2} \quad (B.5)$$

<sup>88</sup> U slučaju ADF testa, MAIC je izračunat na osnovu reziduala iz regresije  $\Delta y_t = d_t + \hat{\beta}_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j} + e_{tk}$ , gde  $d_t$  obuhvata konstantu i linearni trend. U slučaju KPSS testa korišćeni su reziduali iz LM test regresije  $y_t$  na konstantu i linearni trend.



gde se  $\hat{\sigma}_k^2$  računa na osnovu izraza iz (B.3), dok se  $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$  odnosi na ocenjene koeficijente iz (B.2).

**Tabela B1: Jedinični koren-budžetska ravnoteža**

TEST/SERIJE	$\Delta b$	R	E	G	CAAR	CAAG
ADF	-5,70***	-1,39	-3,94**	-3,32*	-2,51	-3,32*
KPSS	2,64***	10,99***	3,51***	5,44***	3,45***	5,44***
DF-GLS	-0,77	-1,15	-0,54	-0,68	-1,37	-0,68
ERS	59,59***	130,27***	85,54***	60,14***	44,06***	60,14***
$MZ_\alpha$	-1,92	-0,93	-0,84	-1,33	-2,89	-1,33
$MZ_t$	-0,84	-0,65	-0,43	-0,59	-1,17	-0,59
MSB	0,44***	0,70***	0,51	0,44***	0,40***	0,44***
$MP_T$	38,73***	90,12***	55,65***	42,28***	30,62***	42,28***

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti, \*\* 5% nivo značajnosti, \* 10% nivo značajnosti. Test jednačine uključuju konstantu i trend. Broj docnji određen uz pomoć MAIC kriterijuma. Maksimalan broj docnji u test jednačini je 4 usled analize kvartalnih podataka. Ocena dugoročne varijanse izvršena uz pomoć GLS detrendirane autoregresione ocene spektra.  $\Delta b$ -stopa rasta javnog duga; R-javni prihodi; E-javni rashodi; G-primarni javni rashodi; CAAR-diskrecioni javni prihodi; CAAG-diskrecioni primarni javni rashodi.

**Tabela B2: Jedinični koren-spoljna ravnoteža**

TEST/SERIJE	X	M	NX	REER	NEER	P <sup>d</sup> /P <sup>f</sup>	C	S <sub>p</sub>	I
<b>ADF</b>	-2,94	-2,77	-2,48	-2,17	-1,53	-0,36	-1,63	-2,51	-2,31
<b>KPSS</b>	3,42***	0,67***	2,68***	6,11***	2,27***	5,04***	1,94***	0,60***	6,14***
<b>DF-GLS</b>	-1,66	-2,66	-2,27	-1,21	-1,62	-0,62	-1,80	-2,51	-1,39
<b>ERS</b>	23,1***	7,60***	10,6***	30,3***	102,8***	48,7***	13,5***	8,81***	21,9***
<b>MZ<sub>a</sub></b>	-4,85	-12,67	-8,94	-3,59	-0,57	-1,40	-6,96	-11,36	-4,60
<b>MZ<sub>t</sub></b>	-1,42	-2,50	-2,09	-1,25	-0,32	-0,54	-1,74	-2,29	-1,49
<b>MSB</b>	0,29***	0,20***	0,23***	0,35***	0,56***	0,39***	0,25***	0,20***	0,32***
<b>MP<sub>T</sub></b>	18,05***	7,30***	10,3***	24,0***	66,74***	35,6***	13,2***	8,50***	19,6***

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti, \*\* 5% nivo značajnosti, \* 10% nivo značajnosti. Test jednačine uključuju konstantu i trend. Broj docnji u test jednačinama određen uz pomoć MAIC kriterijuma. Maksimalan broj docnji u test jednačini je 4 usled analize kvartalnih podataka. Ocena dugoročne varijanse izvršena uz pomoć GLS detrendirane autoregresione ocene spektra. X-izvoz; M-uvoz; NX-spoljnotrgovinski bilans; REER-realni efektivni devizni kurs; NEER-nominalni efektivni devizni kurs; P<sup>D</sup>/P<sup>F</sup>-odnos domaćih i stranih cena; C-potrošnja stanovništva; S<sub>p</sub>-privatna štednja; I-investicije.

**Tabela B3: Jedinični koren-cenovna ravnoteža**

<b>TEST/SE RIJE</b>	<b>b (% BDP)</b>	<b>PFB (% BDP)</b>	<b>SPFB (% BDP)</b>	<b>CPFB (% BDP)</b>	<b>Y (RSD)</b>	<b>B (RSD)</b>
<b>ADF</b>	-1,83	-0,30	-0,60	-2,79	-1,13	-1,98
<b>KPSS</b>	31,13***	6,62***	6,78***	0,77***	9,46***	6,70***
<b>DF-GLS</b>	-1,16	-0,71	-0,93	-2,31	-1,19	-1,51
<b>ERS</b>	237,1***	34,08***	30,21***	11,53***	24,14***	17,00***
<b>MZ<sub>α</sub></b>	-0,12	-1,65	-2,35	-8,95	-3,36	-6,12
<b>MZ<sub>t</sub></b>	-0,11	-0,62	-0,90	-2,09	-1,16	-1,72
<b>MSB</b>	0,91***	0,38***	0,38***	0,23***	0,34***	0,28***
<b>MP<sub>T</sub></b>	161,7***	33,61***	31,01***	10,27***	24,57***	14,86***

Napomene: \*\*\* 1% nivo značajnosti, \*\* 5% nivo značajnosti, \* 10% nivo značajnosti. Test jednačine uključuju konstantu i trend. Broj docnji u test jednačinama određen uz pomoć MAIC kriterijuma. Maksimalan broj docnji u test jednačini je 4 usled analize kvartalnih podataka. Ocena dugoročne varijanse izvršena uz pomoć GLS detrendirane autoregresione ocene spektra. b-javni dug (% BDP); PFB-primarni fiskalni bilans (% BDP); CPFB-ciklični primarni fiskalni bilans (% BDP); Y-bruto domaći proizvod (milioni RSD); B-nominalni javni dug (milioni RSD).

## Prilog C-VAR specifikacije

VAR modeli ocenjeni u ovoj doktorskoj disertaciji mogu se preuzeti na sledećoj internet adresi: <http://www.vladimirandric.com/about.html>. Rezultati se nalaze u okviru EViews radnog fajla (eng. workfile) *VAR.wf1* koji sadrži tri radne stranice: *Budžetska ravnoteža*, *Spoljna ravnoteža* i *Cenovna ravnoteža*.<sup>89</sup>

EViews radna stranica *Budžetska ravnoteža* sadrži VAR 01, VAR 02 i VAR 03 specifikacije. Pored pomenutih VAR specifikacija, ova EViews radna stranica sadrži još i finalne desezonirane vremenske serije-apsorpcioni jaz (AGAP), diskrecioni primarni javni rashodi (CAAG), diskrecioni javni prihodi (CAAR), ukupni javni rashodi (E), primarni javni rashodi (G), javni prihodi (R) i proizvodni jaz (YGAP)-koje su, osim serije za ukupne javne rashode (E), korišćene prilikom ocene VAR 01, VAR 02 i VAR 03 modela.

U sve tri VAR specifikacije figuriraju i sledeće egzogene promenljive: odsećak, veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva MMF, veštačka promenljiva PDV i veštačka promenljiva izbori, koje se, takođe, nalaze u okviru EViews radne stranice *Budžetska ravnoteža*. Veštačka promenljiva kriza uzima vrednost 1 za period 2008Q4-2017Q3, i vrednost 0 u ostalim kvartalima. Ovako definisana veštačka promenljiva ima za cilj da obuhvati prelivanje efekata globalne finansijske krize na srpsku ekonomiju. Veštačka promenljiva MMF uzima vrednost 1 u periodima 2002Q3-2005Q4, 2009Q1-2011Q1, 2015Q1-2017Q3, i vrednost 0 u ostalim kvartalima. Ovako definisana veštačka promenljiva ima za cilj da obuhvati najvažnije aranžmane Republike Srbije sa Međunarodnim Monetarnim Fondom (MMF): period 2002Q3-2005Q4 obuhvata trogodišnji aranžman za produženo finansiranje, period 2009Q1-2011Q1 obuhvata efekte „stand-by“ aranžmana iz predostrožnosti, dok se period 2015Q1-2017Q3 odnosi na trogodišnji „stand-by“ aranžman iz predostrožnosti koji ima za cilj obezbeđivanje kredibilitnosti dogovorenom programu ekonomskih reformi za period između 2015. i

---

<sup>89</sup> Ostali empirijski rezultati iz ove doktorske disertacije koji su dobijeni uz pomoć ekonometrijskog paketa EViews 9 nalaze se u EViews radnom fajlu *Odrzivost.wf1*. Pregled svih EViews komandi iz *VAR.wf1* i *Odrzivost.wf1* nalazi se u tekst fajlu *EViews kod.txt*. Ostali empirijski rezultati iz ove doktorske disertacije koji su dobijeni uz pomoć RATS 8.2 ekonometrijskog paketa nalaze se u RATS program fajlu *Nelinearnost.rpf*.

2017. godine.<sup>90</sup> Veštačka promenljiva PDV uzima vrednost -1 u 2004Q4, vrednost +1 u 2005Q1, i vrednost 0 u ostalim kvartalima. Ovako definisana veštačka promenljiva ima za cilj obuhvatanje jednokratnih efekata uvođenja poreza na dodatu vrednost (PDV) u prvom kvartalu 2005 godine. Konačno, veštačka promenljiva izbori uzima vrednost 1 u 2006Q4, 2007Q4, 2012Q1, i vrednost 0 u ostalim kvartalima. Poslednji kvartal u 2006-oj godini odnosi se na kvartal pred parlamentarne izbore u 2007Q1, poslednji kvartal u 2007-oj godini odnosi se na kvartal pred predsedničke izbore u 2008Q1<sup>91</sup>, dok se prvi kvartal u 2012-oj godini odnosi na kvartal pred predsedničke i parlamentarne izbore u 2012Q2.

EViews radna stranica *Spoljna ravnoteža* sadrži VAR 04 - VAR 09 specifikacije. Pored pomenutih VAR specifikacija, ova EViews radna stranica sadrži još i finalne desezonirane vremenske serije-potrošnju stanovništva (C), bruto investicije u osnovne fondove (I), uvoz roba i usluga (M), nominalni efektivni devizni kurs (NEER), spoljnotrgovinski bilans roba i usluga (NX), odnos domaćih i stranih cena ( $P^D/P^F$ ), realni efektivni devizni kurs (REER), privatnu štednju stanovništva ( $S_p$ ), izvoz roba i usluga (X) i proizvodni jaz na nivou EU (YGAP EU)-koje su, osim serija za izvoz i uvoz roba i usluga, korišćene prilikom ocene pomenutih VAR modela. U svim ocenjenim VAR modelima figuriraju i sledeće egzogene promenljive: odsečak, linearni trend, proizvodni jaz na nivou EU (YGAP EU), veštačka promenljiva kriza, veštačka promenljiva MMF, veštačka promenljiva PDV i veštačka promenljiva izbori, koje se takođe nalaze u okviru EViews radne stranice *Spoljna ravnoteža*.

EViews radna stranica *Cenovna ravnoteža* sadrži VAR 10, VAR 11, VAR 12 i VAR 13 specifikacije. Pored pomenutih VAR specifikacija, ova EViews radna stranica sadrži još i finalne desezonirane vremenske serije-javni dug (b), nominalni javni dug (B), ciklični primarni fiskalni bilans (CPFB), primarni fiskalni bilans (PFB), strukturni primarni fiskalni bilans (SPFB) i bruto domaći proizvod (Y)-koje su korišćene prilikom ocene VAR 10, VAR 11, VAR 12 i VAR 13 modela. U sve četiri VAR specifikacije figuriraju

---

<sup>90</sup> „Stand-by“ aranžmani iz predostrožnosti podrazumevaju da Republika Srbija ne namerava da koristi raspoloživa sredstva, ali ugovorne klauzule ipak ostavljaju mogućnost da sredstva budu korišćena u slučaju platnobilansnih potreba zemlje.

<sup>91</sup> Neposredno nakon predsedničkih izbora u 2008Q1 održani su i parlamentarni izbori u 2008Q2.

sledeće egzogene promenljive: odsečak, kriza, veštačka promenljiva MMF, veštačka promenljiva PDV i veštačka promenljiva izbori, koje se, takođe, nalaze u okviru EViews radne stranice *Cenovna ravnoteža*.

Svi VAR modeli u okviru ove doktorske disertacije ocenjeni su uz pomoć metoda običnih najmanjih kvadrata (eng. ordinary least squares). Odabir reda VAR modela vršen je uz pomoć sledećih informacionih kriterijuma: test količnika verodostojnosti (eng. likelihood ratio test-LR), kriterijum finalne greške predviđanja (eng. final prediction error-FPE), Akaike-ov informacioni kriterijum (eng. Akaike information criterion-AIC), Švarcov informacioni kriterijum (eng. Schwarz information criterion-SIC) i Hanan-Kvinov informacioni kriterijum (eng. Hannan-Quinn information criterion-HQ). Konačan red VAR modela je identifikovan na osnovu rezultata gorepomenutih kriterijuma, imajući u vidu da je maksimalan broj docnji jednak 4, i pod pretpostavkom da su zadovoljeni dijagnostički testovi reziduala.

Svi ocenjeni VAR modeli u okviru ove doktorske disertacije, pored toga što zadovoljavaju uslov stabilnosti, prolaze i osnovne dijagnostičke testove reziduala na konvencionalnim nivoima statističke značajnosti od 1%, 5% ili 10%. Konkretno, reziduali iz ocenjenih VAR modela su testirani na prisustvo autokorelacije uz pomoć LM testa, na prisustvo heteroskedastičnosti uz pomoć Vajtovog (eng. White) testa, i na statistički značajno odstupanje od normalne raspodele uz pomoć Lutkepolovog (eng. Lütkepohl), Dornik-Hansenovog (eng. Doornik-Hansen) i Urzuinog (eng. Urzua) testa normalnosti.

Konačno, identifikacija šoka u svim VAR specifikacijama izvršena je uz pomoć rekurzivne trougaone Holeskijeve dekompozicije. Vrednosti funkcija impulsnog odziva, kao i vrednosti dekompozicija varijansi grešaka predviđanja, računane su za period od 12 kvartala, jer se makroekonomski efekti fiskalne konsolidacije uglavnom iscrpljuju nakon protoka perioda od 3 godine. Pored vrednosti funkcija impulsnog odziva i dekompozicija varijansi grešaka predviđanja, izračunati su i 95% intervali poverenja uz pomoć 10000 Monte Carlo simulacija. Tabela C1 na narednoj strani sadrži opis svih ocenjenih VAR modela koji se nalaze u ovoj doktorskoj disertaciji, dok tabela C2 sadrži nalaze sprovedenih dijagnostičkih testova reziduala.

**Tabela C1: VAR specifikacije**

#	HOLESKI	EGZOGENE VARIJABLE	RED	KRITERIJUM	IMPULSNI ODZIV	DEKOMPOZICIJA VARIJANSE
<b>VAR 01</b>	CAAG→CAAR	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	3	FPE, AIC	Slike 1.10, 1.11, 1.12. 1.13	Tabela 1.9
<b>VAR 02</b>	CAAR→CAAG	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	3	FPE, AIC	Slika 1.14	Tabela 1.10
<b>VAR 03</b>	CAAR→CAAG →AGAP	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	4	LR, FPE, AIC	Slika 1.15	-
<b>VAR 04</b>	CAAG→CAAR →NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	1	LR, FPE, AIC, SC, HQ	Slika 2.4	Tabela 2.2
<b>VAR 05</b>	CAAG→CAAR →REER→NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	2	dijagnostički testovi reziduala	Slika 2.5	Tabela 2.3
<b>VAR 06</b>	CAAG→CAAR →NEER→P <sup>D</sup> /P <sup>F</sup> →NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	4	AIC	Slika 2.6	Tabela 2.4
<b>VAR 07</b>	CAAG→CAAR →C→NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	2	FPE, AIC	Slika 2.7	Tabela 2.5
<b>VAR 08</b>	CAAG→CAAR →S <sub>p</sub> →NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	1	LR, FPE, AIC, SC, HQ	Slika 2.8	Tabela 2.6
<b>VAR 09</b>	CAAG→CAAR →I→NX	odsečak, trend, kriza, MMF, PDV, izbori, YGAPEU	1	LR, FPE, AIC, SC, HQ	Slika 2.9	Tabela 2.7
<b>VAR 10</b>	b→PFB	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	4	LR, FPE, AIC, HQ	Slike 3.5, 3.6	-
<b>VAR 11</b>	PFB→b	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	4	LR, FPE, AIC, HQ	Slike 3.7, 3.8	-
<b>VAR 12</b>	log(B)→PFB →log(Y)	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	1	SC, HQ	Slika 3.9	-
<b>VAR 13</b>	CPFB→SPFB	odsečak, kriza, MMF, PDV, izbori	2	LR, SC, HQ	Slika 3.10	-

Napomene: LR-test količnika verodostojnosti; FPE-kriterijum finalne greške predviđanja; AIC-Akaike-ov informacijski kriterijum; SC-Švarcov informacijski kriterijum; HQ-Hanan-Kvinov informacijski kriterijum.

**Tabela C2: Dijagnostički testovi reziduala**

#	HOLESKI	LM TEST AUTOKORELACIJE	VAJT TEST HETEROSKEDASTI ČNOSTI	LUTKEPOL TEST NORMALNOSTI	DORNIK-HANSEN TEST NORMALNOSTI	URZUA TEST NORMALNOSTI
<b>VAR 01</b>	CAAG→CAAR	8,31 (0,08)	46,55 (0,65)	2,24 (0,69)	2,25 (0,69)	4,54 (0,87)
<b>VAR 02</b>	CAAR→CAAG	8,31 (0,08)	46,55 (0,65)	0,86 (0,93)	2,25 (0,69)	4,54 (0,87)
<b>VAR 03</b>	CAAR→CAAG →AGAP	8,08 (0,53)	206,82 (0,05)	3,41 (0,76)	14,26 (0,03)	24,90 (0,47)
<b>VAR 04</b>	CAAG→CAAR →NX	16,09 (0,07)	89,45 (0,50)	2,00 (0,92)	1,50 (0,96)	26,91 (0,36)
<b>VAR 05</b>	CAAG→CAAR →REER→NX	24,56 (0,08)	269,87 (0,19)	10,58 (0,23)	12,85 (0,12)	50,74 (0,64)
<b>VAR 06</b>	CAAG→CAAR →NEER→ P <sup>D</sup> /P <sup>F</sup> →NX	29,92 (0,23)	758,36 (0,27)	10,73 (0,38)	11,43 (0,32)	103,99 (0,51)
<b>VAR 07</b>	CAAG→CAAR →C→NX	25,13 (0,07)	233,29 (0,77)	19,68 (0,01)	18,91 (0,01)	77,12 (0,03)
<b>VAR 08</b>	CAAG→CAAR →S <sub>p</sub> →NX	22,15 (0,14)	173,08 (0,42)	5,27 (0,73)	20,14 (0,01)	71,53 (0,07)
<b>VAR 09</b>	CAAG→CAAR →I→NX	24,14 (0,09)	159,86 (0,70)	14,31 (0,07)	10,39 (0,24)	89,41 (0,002)
<b>VAR 10</b>	b→PFB	9,96 (0,04)	66,19 (0,37)	0,24 (0,99)	1,02 (0,91)	5,95 (0,74)
<b>VAR 11</b>	PFB→b	9,96 (0,04)	66,19 (0,37)	0,48 (0,97)	1,02 (0,91)	5,95 (0,74)
<b>VAR 12</b>	log(B)→PFB →log(Y)	9,57 (0,39)	59,94 (0,69)	3,23 (0,78)	5,13 (0,53)	18,82 (0,81)
<b>VAR 13</b>	CPFB→SPFB	9,16 (0,06)	39,10 (0,46)	7,62 (0,11)	9,20 (0,06)	14,06 (0,12)

Napomene: tabelarni unosi predstavljaju respektivne vrednosti test statistika, dok se ( ) odnose na odgovarajuće p-vrednosti. LM test: pod nulom hipotezom koja podrazumeva odsustvo korelacije reda 4, usled analize kvartalnih podataka, LM test statistika prati asimptotsku  $\chi^2$  sa  $k^2$  stepeni slobode, gde  $k$  predstavlja broj endogenih promenljivih u VAR sistemu. Vajtov test: specifikacija testa ne uključuje međuprodukte regresora usled relativno malog uzorka koji je predmet analize.



## **Biografija kandidata**

Vladimir Andrić je rođen u Beogradu 13.05.1985. godine. Osnovnu školu i gimnaziju završio je u Beogradu kao nosilac Vukove diplome. Diplomirao je 2009. godine na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu na smeru za Finansije, bankarstvo i osiguranje, sa drugom najvišom prosečnom ocenom na opcionalnoj grupi Finansijska tržišta (9.67/10.00). Tokom osnovnih studija (školska 2007/2008) bio je stipendista univerzitetske zadužbine Milivoja Jovanovića i Luke Čelovića. Ista zadužbina nagradila je 2010. godine diplomski rad kandidata pod naslovom *Teorijske osnove upravljanja investicionim portfoliom u uslovima neizvesnosti*. Nakon što je sa najvišom prosečnom ocenom (9.40/10.00) u generaciji polaznika 2009/2010 položio sve ispite na međunarodnom master kursu iz oblasti kvantitativnih finansija (eng. IMQF-International Masters in Quantitative Finance) Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Beogradu, kandidat je početkom 2011. godine uspešno odbranio master rad pod naslovom *Primena verovatnosnih i numeričkih metoda u vrednovanju finansijskih opcija* (eng. *Application of probabilistic and numerical methods for valuing financial options*). Iste godine upisao je doktorske studije iz Ekonomije na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Kandidat je položio sve ispite iz prva tri semestra doktorskih studija sa prosečnom ocenom 9.89/10.00, najvišom u generaciji polaznika doktorskih studija 2010/2011. Za rezultate postignute u prva tri semestra doktorskih studija (školska 2012/2013) bio je nagrađen nagradom univerzitetske zadužbine Milivoja Jovanovića i Luke Čelovića.

Vladimir Andrić radi kao istraživač-saradnik na Institutu ekonomskih nauka (IEN) u Beogradu. Angažovan je na projektu Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja „Izazovi i perspektive strukturnih promena u Srbiji: strateški pravci ekonomskog usklađivanja sa zahtevima EU“. Pored angažmana na pomenutom projektu Ministarstva, kandidat Vladimir Andrić obavlja funkcije predsednika organizacionog odbora IEN Letnje škole ekonometrije i sekretara IEN naučnoistraživačkih seminara.

## **I. Radovi objavljeni na naučnim konferencijama i skupovima**

1. Andrić, Lj., Čalić, N., & Andrić, V. (2011) Actualities in mining and mineral processing in Serbia. *24th International Conference on Efficiency, Cost, Optimization, Simulation and Environmental Impact of Energy Systems: Proceedings of the international conference of the Faculty of Mechanical Engineering, University of Niš, July 4-7, 2011, Niš, Serbia*. Niš, Faculty of Mechanical Engineering, University of Niš. pp. 2395-2401.
2. Andrić, V., Arsić, M., & Nojković, A. (2016) Fiscal reaction of interest payments in Serbia-A time series exploration. *Impact of Economic Policies on Attaining Resilient Growth: Book of abstracts of the international conference of the Institute of Economic Sciences, 27 October 2016, Belgrade, Serbia*. Belgrade, Institute of Economic Sciences. pp. 112-114.
3. Mladenović, Z., Arsić, M., & Andrić, V. (2017) Nonlinearities, structural breaks and drivers of public debt dynamics in selected South-Eastern European countries. *Economic Policy for Smart, Inclusive and Sustainable Growth: Book of abstracts of the international conference of the Faculty of Economics, University of Belgrade, 15 June 2017, Belgrade, Serbia*. Belgrade, Faculty of Economics, University of Belgrade. pp. 20.
4. Andrić, V., Minović, J., & Andrić, Lj. (2017) The production of industrial minerals and rocks in Serbia-An econometric investigation. *Sustainable Growth in Small Open Economies: Book of abstracts of the international conference of the Institute of Economic Sciences, 26 October 2017, Belgrade, Serbia*. Belgrade, Institute of Economic Sciences. pp. 111-114.
5. Andrić, V., Andrić, Lj., & Radulović, D. (2017) Aggregates extraction in Serbia-Multiple structural breaks analysis. *XVII Balkan Mineral Processing Congress: Proceedings of the international congress of the ITU Mineral Processing Engineering Department and the Turkish Mining Development Foundation, November 1-3, 2017, Istanbul, Turkey*. Istanbul, ITU Mineral Processing Engineering Department and the Turkish Mining Development Foundation. pp. 229-234.

## **II. Radovi objavljeni u naučnim časopisima**

1. Andrić, V., Arsić, M., & Nojković, A. (2016a) Fiscal reaction to interest payments-The case of Serbia. *Industrija*, 44 (3), pp.117-144.
2. Andrić, V., Arsić, M., & Nojković, A. (2016b) Public debt sustainability in Serbia before and during the global financial crisis. *Economic Annals*, XVI (210), pp. 47-78.
3. Andrić, V., Andrić, Lj., & Radulović, D. (2017) The extraction of aggregates in Serbia, 1973-2015-A statistical exploration. *Mining and Metallurgy Engineering Bor*, 2017 (1-2), pp.41-52.

Прилог 1.

## Изјава о ауторству

Потписани-а Владимир Андрић

број индекса Д1 8/10

### Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом

Утицај фискалне политике на буџетску, спољну и ценовну равнотежу у Републици  
Србији

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

**Потпис докторанда**

У Београду, 03.09.2018

Владимир Андрић

Прилог 2.

## **Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада**

Име и презиме аутора Владимир Андрић

Број индекса Д1 8/10

Студијски програм Економија

Наслов рада Утицај фискалне политике на буџетску, спољну и ценовну равнотежу у Републици Србији

Ментор Проф. др Милојко Арсић

Потписани/а Владимир Андрић

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу **Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

**Потпис докторанда**

У Београду, 03.09.2018

Владимир Андрић

### Прилог 3.

## Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Утицај фискалне политике на буџетску, спољну и ценовну равнотежу у Републици Србији

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство

2. Ауторство - некомерцијално

3. Ауторство – некомерцијално – без прераде

4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима

5. Ауторство – без прераде

6. Ауторство – делити под истим условима

**Потпис докторанда**

У Београду, 03.09.2018

Владимир Андрић