

UNIVERZITET U BEOGRADU

EKONOMSKI FAKULTET

Jelena Z. Rašković

**EKONOMETRIJSKA ANALIZA KONTROVERZI
U FISKALNOJ TEORIJI I MEĐUNARODNOJ
MAKROEKONOMIJI ZA ZEMLJE CENTRALNE
I ISTOČNE EVROPE**

Doktorska disertacija

Beograd, 2023. godina

UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF ECONOMICS AND BUSINESS

Jelena Z. Rašković

**ECONOMETRIC ANALYSIS OF PUZZLES IN
FISCAL THEORY AND INTERNATIONAL
MACROECONOMICS FOR CENTRAL AND
EASTERN EUROPEAN COUNTRIES**

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2023

Mentor:

Prof. dr Milojko Arsić

Redovni profesor,

Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

Članovi komisije:

Prof. dr Zorica Mladenović

Redovni profesor,

Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

Prof. dr Aleksandra Prašević

Redovni profesor,

Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

Prof. dr Branko Radulović

Redovni profesor,

Pravni fakultet, Univerzitet u Beogradu

Datum odbrane: _____

Izjave zahvalnosti

Želim iskreno da se zahvalim svim članovima mentorske komisije na njihovom dragocenom doprinosu i podršci tokom izrade moje doktorske disertacije. Njihovo stručno vođstvo, saveti i konstruktivna kritika su bili od velikog značaja za uspešan završetak ovog važnog akademskog poduhvata. Hvala profesorki Aleksandri Prašćević na profesionalnoj i ličnoj podršci i značajnim komentarima koje je aktivno davala tokom oba doktorandska kolokvijuma. Hvala profesorki Zorici Mladenović, sa kojom imam odličnu saradnju još od vremena kada sam bila student. Njena velika podrška, saveti i posvećenost mojoj doktorskoj disertaciji kao i akademskom razvoju su mi osim znanja iz makroekonomskog modeliranja, pružili i samopouzdanje da se suočim sa izazovima istraživanja.

Posebnu zahvalnost dugujem svom mentoru profesoru Milojku Arsiću, koji je prihvatio da bude moj mentor i koji je vredno pratio moj rad i pružao brojne komentare. Njegove ideje i pažnja prema svakom detalju mog rada su bili izuzetno važni i motivisali su me da istrajem u svojim istraživanjima i ovu tezu učinim kvalitetnijom.

Na kraju, hvala mojoj porodici na podršci i strpljenju tokom svih ovih godina, posebno mom suprugu Nenadu.

Doktorsku disertaciju posvećujem mojoj mami, koja mi je bila velika podrška kroz ceo život, a koja nažalost nije dočekala kraj ove disertacije.

Ekonometrijska analiza kontroverzi u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji za zemlje centralne i istočne Evrope

Rezime: U doktorskoj disertaciji se ekonometrijski testiraju tri značajne kontroverze u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji u grupi zemalja centralne i istočne Evrope. U radu se testira teorija rikardijanske jednakosti i alternativna hipoteza blizanačkih deficita, Feldštajn-Horioka zagonetka i zagonetka nepokrivenog pariteta kamatnih stopa. Zemlje iz ove grupe zemalja su male otvorene ekonomije u razvoju, sa jakim trgovinskim i finansijskim vezama sa međunarodnim tržištem, koje su tokom prethodne tri decenije ostvarile snažan privredni rast. Cilj analize je da proveri status ovih kontroverzi u ovoj grupi zemalja, i tako pomogne donosiocima mera ekonomskih politika u definisanju pravovremenih i konkretnih instrumenata koje će podsticati ekonomski razvoj zemlje. Posebno je istražen status ovih kontroverzi u svetlu globalne finansijske krize iz 2008. godine, koja je donela značajne promene na međunarodnom finansijskom tržištu, kao i u ekonomskim politikama razvijenih zemalja i zemalja centralne i istočne Evrope (CIE). Analiza je sprovedena kroz tri zasebna poglavlja, od kojih se u svakom poglavlju analizira po jedna kontroverza na uzorku zemalja CIE.

U prvom poglavlju testiraju se dva suprotstavljena teorijska pristupa, koji sadrže alternativna objašnjenja veze između fiskalnog i tekućeg bilansa, **rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita** na uzorku 14 zemalja CIE u periodu od 2000. do 2019. godine. Prema teoriji rikardijanske jednakosti fiskalna politika ne utiče na tekući deo platnog bilansa, dok prema teoriji blizanačkih deficita ona ima značajnu ulogu u kretanju tekućeg bilansa. Korišćenjem dinamičke analize panel podataka, zaključeno je da mere fiskalne politike značajno utiču na saldo tekućeg bilansa, u pravcu da rast fiskalnih deficita dovodi do pogoršanja tekućih deficita, odbacujući teoriju rikardijanske jednakosti i potvrđujući hipotezu blizanačkih deficita. Takođe je utvrđeno da fiskalni bilans očišćen od cikličnih fluktuacija u BDP-u (ciklično prilagođeni fiskalni bilans) još snažnije utiče na saldo tekućeg bilansa, što nedvosmisleno ukazuje na to da restriktivne mere fiskalne politike mogu efikasno smanjiti spoljnotrgovinske deficite. Osim toga, rezultati otkrivaju da fiskalne politike imaju uticaj na spoljnotrgovinski saldo samo u periodima visokih deficita tekućeg računa (iznad 2% BDP-a), dok u periodima suficita i niskih deficita ne postoji statistički značajna veza. Takođe, fiskalni bilans nema statistički značajan uticaj na saldo tekućeg računa u predkriznom i kriznom periodu, dok je takav uticaj statistički značajan u postkriznom periodu. Dodatno, analiza veze između tekućih i fiskalnih deficita ne pokazuje statistički značajne razlike u odnosu na nivo javnog duga. Posebno testiranje je sprovedeno na kvartalnim podacima za Srbiju u periodu 2005-2020. godine, primenom metoda ONK i strukturnog vektorskog autoregresionog modela (SVAR) koja takođe potvrđuje blizanačke deficite, odbacujući teoriju rikardijanske jednakosti. Ovi rezultati su relevantni jer sugerišu kreatorima monetarne politike na koji način se pomoću fiskalne politike može uticati na poboljšanje spoljnotrgovinskih ravnoteža u različitim ekonomskim stanjima.

U drugom poglavlju se ekonometrijski istražuje važenje **Feldštajn-Horioka zagonetke** (1980) i na taj način ocenjuje uloga domaće štednje u finansiranju investicija na prethodno definisanom uzorku zemalja CIE. Feldštajn-Horioka zagonetka predstavlja ekonomski fenomen koji ukazuje na visoku korelaciju između bruto domaće stope štednje i stope investicija u ekonomijama razvijenih zemalja, iako bi se očekivalo da će međunarodna finansijska integrisanost dovesti do izjednačavanja ovih stopa. Primenom korigovanog metoda ONK (CCEMG) koju je razvio Pesaran (2006) u panel modelu, ocenjen je uticaj bruto domaće štednje na bruto investicije, što je u literaturi poznato kao koeficijent zadržavanja štednje. Ovo je prva studija za zemlje CIE koja koristi naprednu ekonometrijsku tehniku

druge generacije (CCEMG metod) za ocenu koeficijenta zadržavanja štednje. Rezultati ovog istraživanja otkrivaju značajan i pozitivan uticaj domaće štednje na investicije, ali sa koeficijentom zadržavanja štednje koji se statistički značajno razlikuje od 1 (0,47), što ukazuje na odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke u ovoj grupi zemalja. Štaviše, ovo istraživanje otkriva da su koeficijenti zadržavanja štednje niži u predkriznom periodu (2000-2007) kada se njihov razvoj zasnivao na inostranom kapitalu (kroz SDI i inostrane kredite) u odnosu na postkrizni period (2010-2019) u kome se zemlje CIE više oslanjaju na sopstvena sredstva pri finansiranju investicija. Iz ovoga se može zaključiti da sa ekonomskim razvojem zemalja dolazi do rasta koeficijenta zadržavanja štednje, jer sa povećanjem nivoa razvijenosti dolazi do pada prinosa u tim zemljama, pa samim tim i smanjenja priliva inostranog kapitala, zbog čega se domaće investicije sve više oslanjaju na domaću štednju. U Srbiji je ocenjen vrlo nizak koeficijent zadržavanja štednje (0,11) koristeći kvartalne podatke u periodu od 2005. do 2020. godine, što je rezultat niskog koeficijenta zadržavanja štednje koji je posledica niske količine kapitala po radniku i visokih prinosa na investicije sa jedne strane i niske sklonosti štednji u uslovima snažnog rasta realnih dohodaka, sa druge strane. Dobijeni rezultati pomažu u identifikovanju uloge domaće štednje u finansiranju domaćih investicija i sugerišu donosiocima mera ekonomskih politika da svoje instrumente usmere i na podsticanje domaće štednje, a ne samo na privlačenje stranih direktnih investicija.

Cilj istraživanja u trećem poglavlju je da ekonometrijski proveri **zagonetku nepokrivenog pariteta kamatnih stopa** u zemljama CIE koje vode politiku rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa (Poljska, Češka, Mađarska, Rumunija i Srbija) na mesečnim podacima u periodu od 2003. do 2022. godine. Zagonetka nepokrivenog paritet kamatnih stopa je empirijska činjenica koja pokazuje da je pozitivna razlika u kamatnim stopama, praćena očekivanom apresijacijom deviznog kursa, umesto depresijacijom kao što predviđa teorija nepokrivenog pariteta kamatnih stopa. Rezultati ukazuju da u Srbiji i Rumuniji, pozitivni kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje, dovode do značajne apresijacije dinara i leja u odnosu na evro, što je u skladu sa zagonetkom, dok u Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj nije utvrđena statistički značajna veza. Ekonomski nalazi proizilaze iz ocene dugoročnih parametara primenom linearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (engl. ARDL). S obzirom da je u Srbiji u posmatranom periodu došlo do značajnih promena u monetarnoj politici deviznog kursa, primenom Markovljevih modela promene režima, utvrđeno je da je ta apresijacija izraženija tokom perioda niskog varijabiliteta kursa nego u periodima viših varijabiliteta, dok u periodima fiksnog deviznog kursa veza između kamatnih diferencijala i promena deviznog kursa nije statistički značajna. Ovi rezultati empirijskog istraživanja mogu biti korisni kreatorima monetarne politike u proceni postojećih kapitalnih kontrola, kao i potrebe za implementacijom novih.

Ključne reči: rikardijanska jednakost, blizanački deficit, Feldštajn-Horioka zagonetka, nepokriveni paritet kamatnih stopa, dinamički panel model, korigovani metod ONK, linearni model raspoređenih docnji, Markovljevi modeli promene režima

Naučna oblast: Ekonomske nauke

Uža naučna oblast: međunarodna makroekonomija, primenjena makroekonomija i makroekonometrijsko modeliranje, fiskalna politika

JEL klasifikacija: E21; E22; E43; F31; F32; F37; F41; H62; C32; C33; C36; C39

UDK: 330.43:[336.2+339.9](4-11)(043.3) i 330.43:[336.2+339.9](4-191.2)(043.3)

Econometric analysis of puzzles in fiscal theory and international macroeconomics for Central and Eastern European countries

Abstract: In this doctoral dissertation, three significant controversies in fiscal theory and international macroeconomics are econometrically tested in a group of Central and Eastern European (CEE) countries. The study examines the Ricardian equivalence theory and the alternative twin deficits hypothesis, the Feldstein-Horioka puzzle, and the uncovered interest rate parity puzzle. The countries in this group are small open developing economies with strong trade and financial ties to the international market, which have experienced robust economic growth over the past three decades. The analysis aims to assess the status of these controversies in this group of countries and assist policymakers in defining timely and concrete instruments to stimulate economic development. The study particularly explores the status of these controversies in the context of the global financial crisis of 2008, which brought significant changes to the international financial market and the economic policies of both developed and CEE countries. The analysis is conducted through three separate chapters, with each chapter examining one puzzle in a sample of CEE countries.

In the first chapter, two opposing theoretical approaches are tested, providing alternative explanations for the relationship between fiscal and current account balances, namely, **Ricardian equivalence and twin deficits theory**, in a sample of 14 CEE countries from 2000 to 2019. According to Ricardian equivalence theory, fiscal policy does not affect the current account balance, while twin deficits theory posits that it plays a significant role in shaping the current account balance. By employing dynamic panel data analysis, it is concluded that fiscal policy measures significantly influence the current account balance, with increasing fiscal deficits leading to deteriorations in current account deficits, thus rejecting Ricardian equivalence and confirming the twin deficits hypothesis. Furthermore, it is found that the cyclically adjusted fiscal balance has an even stronger impact on the current account balance, indicating that restrictive fiscal policy measures can effectively reduce external deficits. Additionally, the results reveal that fiscal policies only impact the trade balance during periods of high current account deficits (above 2% of GDP), with no statistically significant relationship during surplus or low deficit periods. Fiscal balance does not statistically influence the current account balance in the pre-crisis and crisis periods but does so significantly in the post-crisis period. Additionally, the analysis of the relationship between current and fiscal deficits shows no statistically significant differences with respect to the level of public debt. Special testing is carried out on quarterly data for Serbia from 2005 to 2020, using the Generalized Method of Moments (GMM) and Structural Vector Autoregressive (SVAR) models, also confirming twin deficits while rejecting Ricardian equivalence. These results are relevant as they suggest to monetary policymakers how fiscal policy can be used to improve external balances in various economic conditions.

In the second chapter, the study econometrically investigates the validity of the **Feldstein-Horioka puzzle** (1980) and assesses the role of domestic savings in financing investments in a pre-defined sample of CEE countries. The Feldstein-Horioka puzzle is an economic phenomenon indicating a high correlation between the gross domestic saving rate and the investment rate in developed economies, despite expectations that international financial integration would equalize these rates. By employing the Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG) method developed by Pesaran (2006) in a panel model, the influence of gross domestic savings on gross investments, known as the

savings retention coefficient, is estimated. This is the first study for CEE countries to employ advanced second-generation econometric techniques (CCEMG method) to assess the savings retention coefficient. The results reveal a significant and positive influence of domestic savings on investments, but with a savings retention coefficient that significantly differs from 1 (0.47), rejecting the Feldstein-Horioka puzzle in this group of countries. Furthermore, the study finds that savings retention coefficients were lower in the pre-crisis period (2000-2007), when their development relied on foreign capital (through FDI and foreign loans), compared to the post-crisis period (2010-2019), in which CEE countries increasingly relied on their own resources for financing investments. This suggests that as countries become more developed, the savings retention coefficient increases because higher levels of development lead to lower returns in these countries, thereby reducing the foreign capital inflow, and consequently, domestic savings become more crucial for financing investments. In Serbia, a very low savings retention coefficient (0.11) was estimated using quarterly data from 2005 to 2020, resulting from a low capital per worker ratio and high investment returns on one hand, and low savings propensity in the conditions of strong real income growth on the other hand. These findings help identify the role of domestic savings in financing domestic investments and suggest to policymakers to focus on stimulating domestic savings, not just attracting foreign direct investments.

The aim of the research in the third chapter is to econometrically examine the **uncovered interest rate parity puzzle** in CEE countries that pursue a flexible exchange rate policy (Poland, Czech Republic, Hungary, Romania, and Serbia) using monthly data from 2003 to 2022. The uncovered interest rate parity puzzle is an empirical fact indicating that a positive interest rate differential, followed by expected currency appreciation, occurs instead of depreciation as predicted by the uncovered interest rate parity theory. The results indicate that in Serbia and Romania, positive interest rate differentials adjusted for country risk lead to significant currency appreciation of the dinar and leu against the euro, which is in line with the puzzle, while in Poland, Czech Republic, and Hungary, no statistically significant relationship is found. Economic insights are derived from the assessment of long-term parameters using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. Given significant changes in the exchange rate policy in Serbia during the observed period, Markov regime-switching models were applied, revealing that the appreciation effect is more pronounced during periods of low exchange rate variability compared to periods of higher variability, while in fixed exchange rate periods, the relationship between interest rate differentials and exchange rate changes is not statistically significant. These results of empirical research can be valuable to monetary policymakers in assessing existing capital controls and the need for implementing new ones.

Keywords: Ricardian equivalence, twin deficits, Feldstein-Horioka puzzle, uncovered interest rate parity, dynamic panel model, Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG) method, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, Markov regime-switching models

Scientific field: economic sciences

Scientific subfield: international macroeconomics, applied macroeconomics, macroeconometric modeling, fiscal policy

JEL classification: E21; E22; E43; F31; F32; F37; F41; H62; C32; C33; C36; C39

UDC numbers: 330.43:[336.2+339.9](4-11)(043.3) i 330.43:[336.2+339.9](4-191.2)(043.3)

Sadržaj:

UVOD	4
1 TEORIJA RIKARDIJANSKE JEDNAKOSTI I HIPOTEZA BLIZANAČKIH DEFICITA... ..	12
1.1 Uvod.....	12
1.2 Teorijski okvir	15
1.2.1 Matematička formulacija teorije.....	16
1.2.2 Teorijska osporavanja rikardijanske jednakosti	19
1.2.3 Alternativno tumačenje rikardijanske jednakosti	22
1.2.4 Veza između rikardijanske jednakosti i spoljne ravnoteže	29
1.2.5 Alternativno tumačenje međuzavisnosti fiskalnog i spoljnog bilansa.....	31
1.3 Pregled literature.....	35
1.3.1 Pregled literature panel analize podataka.....	36
1.3.2 Pregled analize pojedinačnih zemalja	39
1.4 Ekonometrijski model za testiranje rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita.....	42
1.4.1 Osnovni model.....	42
1.4.2 Analiza blizanačkih deficita u zavisnosti od salda tekućeg bilansa, perioda posmatranja i visine javnog duga.....	45
1.5 Deskriptivna analiza podataka i ekonometrijska metodologija.....	47
1.5.1 Podaci.....	47
1.5.2 Deskriptivna analiza podataka.....	49
1.5.3 Ekonometrijska metodologija.....	54
1.6 Ekonometrijski rezultati testiranja rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita	58
1.6.1 Osnovni model.....	59
1.6.2 Testiranje uticaja ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa na tekući bilans	62
1.6.3 Testiranje asimetričnosti blizanačkih deficita u zavisnosti od salda tekućeg bilansa, perioda posmatranja i visine javnog duga	63
1.6.4 Provera robusnosti	68
1.7 Analiza teorije rikardijanske jednakosti na slučaju Srbije	72
1.7.1 Specifikacija modela i podaci.....	73
1.7.2 Ekonometrijska metodologija.....	77
1.7.3 Empirijski rezultati	80
1.8 Zaključak.....	88
Prilog 1	91
2 FELDŠTAJN-HORIOKA ZAGONETKA U ZEMLJAMA CIE	96

2.1	Uvod.....	96
2.2	Feldštajn-Horioka zagonetka i pregled empirijske literature	99
2.2.1	Feldštajn-Horioka model i međunarodna mobilnost kapitala	100
2.2.2	Pregled empirijske literature	100
2.2.3	Potencijalna objašnjenja FH zagonetke	106
2.2.4	Neki metodološki problemi	109
2.3	Uzorak i deskriptivna analiza podataka	112
2.4	Ekonometrijska metodologija.....	123
2.4.1	Korigovani metod ONK ocena sredine grupe (CCEMG)	124
2.4.2	Korigovani metod ONK za ocenu Feldštajn-Horioka zagonetke.....	129
2.5	Empirijski rezultati Feldštajn-Horioka zagonetke	130
2.5.1	Provera robusnosti	135
2.6	Feldštajn-Horioka zagonetka u Srbiji	136
2.6.1	Ekonometrijska metodologija.....	137
2.6.2	Uzorak i podaci.....	138
2.6.3	Ekonometrijska analiza povezanosti domaće štednje i investicija u Srbiji.....	141
2.7	Zaključak	145
	Prilog 2	149
3	NEPOKRIVENI PARITETI KAMATNIH STOPA U ZEMLJAMA CIE	152
3.1	Uvod.....	152
3.2	Nepokriveni paritet kamatnih stopa.....	155
3.3	Pregled literature.....	159
3.3.1	Potencijalna objašnjenja zagonetke NPKS u razvijenim zemljama	159
3.3.2	Zemlje u razvoju	162
3.4	Podaci i deskriptivna analiza	164
3.5	Ekonometrijska metodologija ocene NPKS	176
3.6	Empirijski rezultati	181
3.7	Zaključak	188
	Prilog 3	191
	ZAKLJUČAK.....	197
	LITERATURA	201
	SPISAK TABELA.....	222
	SPISAK GRAFIKONA.....	225
	BIOGRAFIJA AUTORA.....	227

Izjava o autorstvu	229
Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada	230
Izjava o korišćenju	231

UVOD

Fiskalna teorija i međunarodna makroekonomija su oblasti ekonomske nauke koje obiluju velikim brojem kontroverzi (zagonetki) i za svaku od njih u literaturi postoji po nekoliko alternativnih objašnjenja. Predmet istraživanja u doktorskoj disertaciji je empirijsko testiranje tri teorijske kontroverze koje imaju značajne implikacije za ekonomsku i razvojnu politiku. U disertaciji se primenom ekonometrijskih metoda na uzorku zemalja centralne i istočne Evrope (CIE), testiraju rikardijanska jednakost, Feldštajn-Horioka zagonetka i nepokriveni paritet kamatnih stopa. Empirijsko istraživanje navedenih kontroverzi je relevantno sa stanovišta potkrepljivanja ili opovrgavanja alternativnih teorija, ali i sa stanovišta ekonomske i razvojne politike. Dosadašnja empirijska istraživanja ne daju jednoznačne odgovore na ove kontroverze, što vlade i centralne banke stavlja na težak zadatak pri kreiranju i spovođenju makroekonomskih politika.

Teorija rikardijanske jednakosti predviđa da fiskalna politika ne utiče na realnu ekonomiju, jer racionalni tržišni učesnici vode računa o budućim generacijama, na taj način što maksimiziraju potrošnju u dugom roku i sprečavaju velike varijacije potrošnje tokom vremena (izravnanje potrošnje). Teorija pretpostavlja, da pri datom nivou javne potrošnje, pad javne štednje uzrokovan smanjenjem poreza, će dovesti do ekvivalentnog rasta privatne štednje, a ne rasta privatne potrošnje, čime će nacionalna štednja ostati nepromenjena. Naime, povećanje fiskalnog deficita podrazumeva zaduživanje države, što za posledicu ima ostvarivanje fiskalnog suficita u budućnosti (kroz povećanje poreza pri konstantnoj javnoj potrošnji). Budući da racionalni tržišni učesnici savršeno predviđaju kretanje poreza i državnih rashoda, oni povećavaju svoju štednju kako bi izravnali potrošnju tokom vremena. Intertemporalne odluke potrošača, značajno određuju uticaj fiskalne politike na spoljnoekonomsku ravnotežu. Prema rikardijanskom pristupu, bilans tekućeg računa, takođe, se neće promeniti, jer će rast domaće privatne štednje, pri konstantnoj realnoj kamatnoj stopi (konstantnim investicijama), biti dovoljan da se izbegne zaduživanje u inostranstvu (Barro, 1989). Ovo proizilazi iz makroekonomskog identiteta prema kome je saldo tekućeg bilansa jednak razlici ukupne nacionalne štednje (fiskalni suficit plus privatna štednja) i privatnih investicija.

Međutim, u slučaju velikog broja zemalja uočena je korelacija između fiskalnog i tekućeg bilansa, što je inspirisalo nastanak alternativnih teorijskih objašnjenja prema kojima postoji uzročno-posledična veza između fiskalnog bilansa i bilansa tekućeg računa, kao što je hipoteza blizanačkih deficita. Jedno od teorijskih objašnjenja uzročne povezanosti fiskalnog i tekućeg bilansa izraženo je kroz model preklapajućih generacija sa konačnim vremenskim horizontom (Frenkel&Razin, 1992). Naime, po ovom pristupu pad javne štednje usled smanjenja poreza, dovešće do povećanja privatne štednje, ali i povećanja privatne potrošnje, što će izazvati pad nacionalne štednje. Realna kamatna stopa će porasti, istiskujući domaće investicije i posebno smanjujući dugoročne investicije. U modelu male otvorene ekonomije sa savršenom mobilnošću kapitala, to će dovesti do priliva kapitala u obliku SDI i kredita, zatim do apresijacije deviznog kursa i konačno, pogoršanja tekućeg bilansa. U ovim okolnostima, rast fiskalnog deficita se javlja kao primarni uzrok rasta deficita tekućeg računa.

U empirijskoj literaturi, preovladavaju rezultati da fiskalni deficiti značajno utiču na deficite tekućeg računa, odbacujući rikardijansku jednakost. Shodno tome, može se zaključiti da se merama fiskalne politike može značajno uticati na poboljšanje tekućeg računa. Ovaj rezultat je posebno

dominantan kod razvijenih zemalja, dok kod ekonomija u razvoju zaključak nije jednoznačan (Salvatore, 2006, Blanchard&Giavazzi, 2008, Ganchev&co, 2012, Turan&Karakas, 2018).

Zemlje centralne i istočne Evrope su pogodne za testiranje ovih alternativnih teorija, jer se radi o malim otvorenim privredama u kojima su bilansi tekućeg računa i fiskalni bilansi tokom prethodne dve decenije značajno varirali. Naime, pre izbijanja svetske finansijske krize, ove zemlje su prošle kroz dubok i istorijski proces transformacije od centralno-planske ka tržišnoj ekonomiji. To je obuhvatalo potrebu za značajnim investicijama u fizički i ljudski kapital u kratkom vremenskom periodu, budući da je fizički kapital bio vrlo zastareo, a štednja na vrlo niskom nivou. Zbog očekivanja građana da će dohodak u budućnosti rasti, i lakog pristupa ponudi inostranog kapitala po povoljnim uslovima, ljudi su se zaduživali kako bi finansirali investicije i potrošnju, što je podstaklo snažan rast agregatne tražnje koji je bio brži od rasta BDP-a. Ovaj apsorpcioni bum je doveo do rasta uvoza investicione opreme i potrošačkih dobara, što je rezultiralo u visokim tekućim deficitima (prosek za zemlje CIE je iznosio -11% BDP-a u 2007. godini). Takođe, ogroman priliv kapitala, kroz strane direktne investicije i inostrane kredite, doprineo je i realnoj apresijaciji njihovih valuta, što je dodatno uticalo na pogoršanje tekućeg bilansa. Nakon krize, dolazi do zaustavljanja snažnog priliva kapitala, pada agregatne tražnje, ali i rasta domaće štednje što je za posledicu imalo poboljšanje makroekonomskih performansi ovih zemalja i značajno suzbijanje tekućih deficita (u postkriznom periodu u proseku su iznosili -1,6% BDP-a). Sa druge strane, fiskalni deficiti su se pre i tokom krize održavali na nivou od skoro -3% BDP-a, da bi nakon krize imali trend opadanja i na kraju 2019. godine bili oko -0,5% BDP-a.

Kako bi se što bolje sagledao značaj fiskalne politike u održanju spoljnoekonomskih ravnoteža, u ovim malim otvorenim zemljama u razvoju, posmatran je uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans, kao i odnos ova dva bilansa u zavisnosti od različitih ekonomskih stanja (veličine salda tekućeg bilansa, predkrizni vs. postkrizni period, visine javnog duga). Imajući u vidu da fiskalni bilans sadrži i uticaje koji ne zavise od kreatora ekonomske politike, već faze privrednog ciklusa, analiziran je i uticaj ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa (fiskalnog bilansa iz kojeg je isključen uticaj cikličnih fluktuacija privrede), na tekući bilans.

Drugi deo istraživanja je povezan sa prvim i odnosi se na Feldštajn-Horioka zagonetku. Naime, Feldštajn i Horioka su u svom radu iz 1980. godine na uzorku zemalja OECD pronašli da se uprkos visokoj međunarodnoj finansijskoj integrisanosti zemalja OECD, veliki deo domaćih investicija finansira iz domaće štednje, iako ekonomska teorija postulira da pri dovoljno visokoj kapitalnoj mobilnosti, ne bi bilo korelacije između domaćih investicija i domaće štednje. Kasnije je ovaj rezultat empirijski potvrđen u istraživanjima u mnogim razvijenim zemljama (Golub, 1990; Hogendorn, 1998; Blanchard & Giavazzi, 2002; Evans et al., 2008; Kumar & Rao, 2011; Costantini & Gutierrez, 2013; Singh, 2013). Prema hipotezi blizanačkih deficita, rast fiskalnih deficita dovodi do smanjenja nacionalne štednje, a pad nacionalne štednje prema Feldštajn-Horioka zagonetki utiče na smanjenje investicija, što za posledicu ima nepromenjen saldo tekućeg bilansa ($NX = s^N - I$). Iz ovoga proizilazi da je nemoguće da istovremeno važe blizanački deficiti i Feldštajn-Horioka zagonetka. S obzirom da u empirijskoj literaturi, većina istraživanja potvrđuje blizanačke deficite i odbacuje rikardijansku jednakost (fiskalna politika značajno utiče na saldo tekućeg bilansa), a sa druge strane veliki broj istraživanja pronalazi Feldštajn-Horioka zagonetku (uticaj domaće štednje na investicije je blizu 1), ovo predstavlja paradoksalnu situaciju u međunarodnoj makroekonomiji.

Stoga, jedan od ciljeva ove disertacije je da analizirajući istu grupu zemalja u razvoju, testira obe ove kontroverze.

U literaturi postoje značajno različita tumačenja rezultata Feldštajn-Horioka zagonetke. Jedno od prvih objašnjenja dao je Obstfeld (1985), prema kome neki faktori kao što su privredni rast ili rast stanovništva mogu uticati na istovremeni rast domaće štednje i investicija, bez obzira na otvorenost tržišta kapitala. Dobar primer je tehnički progres koji omogućava trajno povećanje produktivnosti, a koji utiče i na štednju i na investicije. Sa druge strane, Frankel (1985) je koristeći teorijski model pokazao da prisustvo nerazmenljivih dobara, kao i međunarodno nepokretnih faktora proizvodnje (kao što je radna snaga) predstavlja značajno ograničenje kretanju kapitala, što može uticati na visoku korelaciju domaće štednje i investicija. Takođe, neki autori, među kojima je i Frankel (1992) su tvrdili da zapravo, Feldštajn-Horioka zagonetka i nije toliko iznenađujuća, uzimajući u obzir da ne važi ni uslov nepokrivenog pariteta kamatnih stopa, zbog transakcionih troškova, državnih intervencija i slično. Jedno od potencijalnih objašnjenja je i heterogenost u faktorskoj raspoloživosti i finansijskim karakteristikama zemalja (Vamvakidis&Wacziarg, 1998). Naime, kod zemalja slične faktorske raspoloživosti, trgovina robom kao i faktorima proizvodnje će dovesti do izjednačavanja njihovih cena. U takvim okolnostima, postoje sve manji podsticaji za međunarodnim kretanjem faktora proizvodnje između razvijenih zemalja, što implicira visok stepen poklapanja domaće štednje i investicija. Analogno tome, u slučaju zemalja koje imaju veliku razliku u faktorskoj raspoloživosti, postoje podsticaji za intenzivnijim kretanjem faktora proizvodnje između njih. Takođe, manja korelacija prinosa akcija na tržištu kapitala između razvijenih zemalja i zemalja u razvoju ukazuje na veću mogućnost diversifikacije rizika seljenjem kapitala iz razvijenih u manje razvijene privrede (Vamvakidis&Wacziarg, 1998). Iz svega ovoga proizilazi, da se očekuje niža korelacija između domaće štednje i investicija u zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama. To potvrđuju i istraživanja u dosadašnjoj literaturi koji su analizirali širi skup zemalja koji uključuje i razvijene i manje razvijene zemlje (Vamvakidis&Wacziarg, 1998, Fidrmuc, 2003, Younas&Chakraborty, 2010), kao i veliki broj njih koji se odnosi samo na zemlje u razvoju (Rocha, 2007, Marinheiro, 2008, Petreska&Blazevski, 2013).

Sa liberalizacijom tržišta u zemljama CIE (rastom međunarodne finansijske integrisanosti) krajem devedesetih i početkom 2000-ih godina, i velikog priliva inostranog kapitala, koji je finansirao najveći deo investicija (kroz SDI i kredite), stavio je pred izazove kreatora mera ekonomskih politika, imajući u vidu činjenicu da su se vlade ovih zemalja fokusirale na privlačenje SDI (inostrane štednje) koje su bile glavni pokretač razvoja, zanemarujući domaću štednju koja je ionako bila na niskom nivou, iako je za dugoročnu održivost tekućih deficita potrebno da domaća štednja bude približno jednaka investicijama ($S/Y \approx 1$). Šta više, nakon tranzicionog perioda, većina zemalja je primenjivala, a neke zemlje (kao što su Srbija, Albanija, Slovačka) još uvek primenjuju politike direktnog subvencionisanja SDI, iako neto efekti ovakvih politika mogu varirati i prouzrokuju niz negativnih efekata, poput distorzije tržišnih mehanizama i kreiranja zavisnosti od državne pomoći, što na kraju dovodi do neefikasne alokacije resursa. Testiranjem Feldštajn-Horioka modela, detaljno će se ispitati efekti domaće štednje u finansiranju investicija u ovoj grupi zemalja, kako bi pomogli donosiocima odluka prilikom definisanja ispravnih razvojnih politika zemlje.

Odnos domaće štednje i investicija u zemljama centralne i istočne Evrope je do svetske finansijske krize bio vrlo nizak, u smislu da se nakon liberalizacije tržišta, najveći deo investicija finansirao iz stranih direktnih investicija (SDI) i inostranih kredita, a manji deo iz domaće štednje

(koeficijent S/I je iznosio oko 60% BDP-a). Nakon krize, dolazi do značajnog smanjenja priliva kapitala, domaća štednja počinje da raste, agregatna tražnja opada, a investicije opadaju i/ili stagniraju, tako da je pokrivenost investicija štednjom (S/I) iznosila približno 100%. Zbog toga, uticaj domaće štednje na investicije na bazi Feldštajn-Horioka modela je testiran posebno u predkriznom periodu, a posebno u postkriznom periodu za ovu grupu zemalja. Ovi rezultati potvrđuju da sa rastom nivoa razvijenosti zemalja, postepeno raste i domaća štednja i na kraju zemlje postaju neto izvoznici kapitala. Iz ovoga sledi, da u periodima razvoja zemalja, domaća štednja ima nizak uticaj na investicije¹, sa razvojem taj uticaj sve više raste i na visokom nivou razvijenosti zemlje, on je približno jednak jedinici odnosno važi Feldštajn-Horioka zagonetka. Zbog toga, dobijeni rezultat visokog uticaja domaće štednje na investicije u razvijenim zemljama nije iznenađujuć i ne bi trebalo da predstavlja zagonetku, niti je mera nivoa finansijske integrisanosti u međunarodno tržište kapitala. Između ostalog, u ovoj disertaciji se na bazi teorijskih činjenica i pregleda literature, iznosi niz argumenata zbog kojih se visoki uticaj domaće štednje na investicije ne može smatrati zagonetkom.

U trećem delu disertacije empirijski se istražuje važenje nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (NPKS). Teorija nepokrivenog pariteta kamatnih stopa predviđa da relativna razlika u kamatnim stopama određene ročnosti (prinosima na kapital) između dve zemlje mora biti jednaka očekivanoj promeni deviznog kursa u istom periodu, pod pretpostavkama slobodnog kretanja kapitala, odsustva transakcionih troškova i sa učesnicima na tržištu koji se vode isključivo profitnim interesima. Konkretno, ukoliko postoji pozitivna razlika u kamatama u korist neke zemlje u odnosu na drugu u određenom vremenskom periodu, očekuje se depresijacija njene valute u odnosu na valutu druge zemlje u istom iznosu. Međutim, empirijski je utvrđeno da su, tokom kraćih vremenskih intervala (nedeljni i kvartalni podaci), pozitivne razlike u kamatama praćene apresijacijom valute, a ne depresijacijom kao što predviđa teorija nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (Froot&Thaler, 1990, Fama, 1994). Empirijska istraživanja nepokrivenog pariteta kamatnih stopa uglavnom se odnose na razvijene zemlje, dok su istraživanja za zemlje u razvoju, uključujući i zemlje CIE, dosta ređa. Kamatne stope u zemljama u razvoju su obično visoke i potencijalno privlačne velikom broju investitora. Uz tako visoke kamatne stope i još dodatnu apresijaciju valute u odnosu na inostranu, otvara se mogućnost za ostvarivanje nezanemarljivog arbitražnog profita u tim zemljama. Međutim, treba imati u vidu da ove ekonomije uglavnom karakterišu nerazvijene institucije, slabije makroekonomske performanse, politička nestabilnost i prilično nestabilni ekonomski uslovi, što implicira i veći rizik. Stoga, to uzrokuje i veće premije na rizik koje sadrže i devizni rizik i rizik zemlje, koji bi morali biti uključeni prilikom testiranja NPKS. Priliv špekulativnog kapitala u malim otvorenim ekonomijama u razvoju sa fleksibilnim deviznim kursom bi dovela do oštre apresijacije valute, uzrokujući kontrakciju neto izvoza i investicija, što bi smanjilo proizvodnju i zaposlenost. Zbog prevelike osetljivosti na eksterne šokove, male otvorene ekonomije uglavnom pribegavaju kapitalnim kontrolama, naročito kada su u pitanju kratkoročni tokovi kapitala.

Zemlje CIE koje su u režimu rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa su do krize imale izuzetno visoke kratkoročne prinose u odnosu na zemlje Evrozone (prosečni mesečni kamatni diferencijali su iznosili više od 8%), dok su nominalni devizni kursevi imali tendenciju apresijacije, što ih je činilo potencijalnim metama špekulativnog kapitala, uprkos visokim rizicima zemlje. Nakon krize, sa konvergencijom ovih zemalja ka razvijenom zapadnom Evropom, i kamatni diferencijali su

¹ Izuzetak je Kina koja je imala vrlo visoku bruto domaću štednju u periodu ekonomske ekspanzije (1973-1983). Prosečni koeficijent S/I u tom periodu iznosio je 1,01 (Izvor: Baza podataka Svetske banke).

se smanjivali. Međutim, sa izbijanjem energetske krize 2021. godine nastale kao posledica rata u Ukrajini, i drastičnim rastom cena energenata u ovim zemljama, došlo je do naglog rasta inflacije, na koju su centralne banke reagovalе povećanjem kamatnih stopa, što ponovo utiče na rast kamatnih diferencijala između zemalja CIE i zapadne Evrope. Zbog toga se može zaključiti da donosioci mera monetarne politike moraju biti posebno obazrivi prilikom kreiranja procedura koje ograničavaju kretanje kapitala, a u pojedinim zemljama i oko definisanja politike deviznog kursa.

Naučni cilj istraživanja u doktorskoj disertaciji je empirijsko testiranje tri teorijske kontroverze u oblastima fiskalne ekonomije i međunarodne makroekonomije u malim otvorenim privredama centralne i istočne Evrope u periodu od 2000. do 2019. godine. Ovo istraživanje ispituje teoriju rikardijanske jednakosti versus hipotezu blizanačkih deficita, Feldštajn-Horioka zagonetku i teoriju nepokrivenog pariteta kamatnih stopa, kao i njihove implikacije na ekonomsku i razvojnu politiku ovih zemalja. Istraživanje ima za cilj da testira ove kontroverze i u slučaju različitih ekonomskih stanja (visine salda spoljnotrgovinskih računa, predkrizni period vs. postkrizni period, različitih režima deviznih kurseva) i tako vladama i donosiocima mera ekonomskih politika pomogne prilikom izbora instrumenata u cilju postizanja održivih spoljnih i unutrašnjih ravnoteža.

Ova disertacija doprinosi postojećoj literaturi, tako što pruža nove dokaze o statusu ove tri kontroverze za zemlje centralne i istočne Evrope korišćenjem naprednih ekonometrijskih tehnika. Takođe, ovo istraživanje daje specifičan doprinos u pogledu dubine i obuhvatnosti podataka za ove tri kontroverze u odnosu na prethodne analize za ovu grupu zemalja. Rezultati ove disertacije pružaju informacije o statusu ovih kontroverzi za celokupan uzorak, ali i o postojanju asimetričnih rezultata u zavisnosti od različitih ekonomskih stanja, što pomaže donosiocima mera ekonomskih politika da prilagode svoje instrumente za postizanje željenih ciljeva. Naime, teorija rikardijanske jednakosti i hipoteza blizanačkih deficita, kao i Feldštajn-Horioka zagonetka se analiziraju u zavisnosti od perioda posmatranja (stanja pre svetske finansijske krize i stanja nakon krize). Dodatno, testiranje hipoteze o važenju rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita se posebno ispituje kada zemlje ostvaruju suficite tekućeg bilansa, u odnosu na periode deficita. Konačno, uslov nepokrivenog pariteta kamatnih stopa testira se u zavisnosti od različitih režima deviznih kurseva.

Doktorska disertacija sadrži tri poglavlja od kojih svaka istražuje po jednu kontroverzu na uzorku zemalja centralne i istočne Evrope. Prvo poglavlje analizira teoriju rikardijanske jednakosti i blizanačke deficite, drugo poglavlje ispituje važenje Feldštajn-Horioka zagonetke, dok treće testira model nepokrivenih kamatnih pariteta. U nastavku su navedeni osnovni ciljevi, rezultati i doprinosi svakog poglavlja.

U prvom poglavlju disertacije analiziraju se teorijski modeli i ekonometrijski testira teorija rikardijanske jednakosti u međunarodnom kontekstu, kao i alternativna teorija blizanačkih deficita. Cilj istraživanja u ovom delu disertacije je da kroz empirijsku analizu potvrdi ili opovrgne važenje teorije rikardijanske jednakosti ili hipoteze blizanačkih deficita u 14 zemalja centralne i istočne Evrope (Albanija, Bugarska, Estonija, Hrvatska, Letonija, Litvanija, Mađarska, Poljska, Rumunija, Severna Makedonija, Slovačka, Slovenija, Srbija i Češka Republika) u periodu 2000-2019. godine. Istraživanje je sprovedeno ekonometrijskim testiranjem veze između konsolidovanog fiskalnog bilansa (razlika ukupnih poreza i javne potrošnje) i tekućeg računa, najpre u zemljama CIE kao celine (primenom panel metode), a zatim i na slučaju Srbije. Takođe, istraživanje je obuhvatilo i testiranje veze ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa i bilansa tekućeg računa u ovoj grupi zemalja, kako bi se utvrdile posledice fiskalne politike na deficit tekućeg bilansa, nezavisno od privrednih fluktuacija.

Dodatno, ovo poglavlje testira i hipotezu da postoji razlika u uticaju fiskalnih deficita na tekuće deficite u zavisnosti od salda tekućeg bilansa (suficit vs. deficit), perioda krize (predkrizni vs. postkrizni period) i visine javnog duga. Prilikom analize uticaja fiskalnog bilansa na tekući bilans za region CIE, primenjene su metode dinamičkih panel modela (*Anderson* i *Hsiao* pristup instrumentalnih promenljivih), uz uključivanje i ostalih determinanti tekućeg bilansa. Rezultati za Srbiju dobijeni su na osnovu uopštene metode momenata (GMM), a zatim su dodatno verifikovani analizom strukturnog vektorskog autoregresionog (SVAR) modela kratkoročnih uticaja. Istraživanje sprovedeno u ovom poglavlju doprinosi literaturi, pre svega u dubljoj i sveobuhvatnijoj analizi veze između fiskalnog i tekućeg bilansa za ovu grupu zemalja CIE, u odnosu na prethodne analize koje su uključivale neke od ovih zemalja, primenom dinamičkih panel tehnika. Ovo istraživanje pruža čvrste dokaze o tome da fiskalni deficiti značajno povećavaju tekuće deficite, potvrđujući hipotezu blizanačkih deficita u ovoj grupi zemalja, vodeći računa i o ostalim eksplanatornim determinantama salda tekućeg bilansa. Štaviše, ova disertacija otkriva da fiskalni bilans očišćen od cikličnih fluktuacija BDP-a (ciklično prilagođeni fiskalni bilans) ima još veći uticaj na deficite tekućih bilansa u ovoj grupi zemalja, što ukazuje na činjenicu da fiskalna politika značajno utiče na spoljnoekonomske ravnoteže. Takođe, produblјivanje analize je pokazalo da blizanački deficiti važe samo kada postoje visoki deficiti (iznad 2% BDP-a) na računu tekućeg bilansa, dok u periodima suficita se potvrđuje teorija rikardijanske jednakosti. Dodatno je utvrđeno da se blizanački deficiti javljaju nakon svetske finansijske krize, dok u predkriznom i kriznom periodu uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans nije statistički značajno različit od 0, što je u skladu sa teorijom rikardijanske jednakosti. S obzirom da analizirane zemlje nemaju ekstremno visoke nivoe javnih dugova merene udelom u BDP, analiza veze između tekućih i fiskalnih deficita ne pokazuje statističke značajne razlike u zavisnosti od visine javnog duga. Ova analiza ima i praktičnu primenu, jer doprinosi razumevanju mogućnosti poboljšanja spoljnotrgovinskih bilansa putem primene fiskalnih politika. Rezultati će pomoći kreatorima makroekonomske politike u analizi efekata i izboru instrumenata fiskalne politike u cilju smanjenja spoljnoekonomskih neravnoteža. Poseban odeljak ovog poglavlja odbacuje teoriju rikardijanske jednakosti i potvrđuje blizanačke deficite na primeru Srbije koristeći kvartalne podatke.

Drugo poglavlje se bavi analizom veze između bruto domaće štednje i bruto domaćih investicija kroz testiranje Feldštajn-Horioka zagonetke (1980) u istoj grupi zemalja CIE i u istom vremenskom periodu. Pored analize grupe zemalja, istraživanje je sprovedeno i u Srbiji, koristeći kvartalne podatke u periodu od 2005. do 2019. godine. Cilj je da se u panel analizi podataka oceni uticaj domaće štednje na investicije, što je u literaturi poznato kao koeficijent zadržavanja štednje. Dobijeni rezultati će pomoći da se ispita uloga štednje u finansiranju domaćih investicija, kako bi se analizirale trenutne i buduće implikacije makroekonomskih politika u ovim zemljama. Prilikom analize veze između domaće štednje i investicija, kod panel analize grupe zemalja utvrđeno je prisustvo unakrsne međuzavisnosti reziduala i heterogenost koeficijenata nagiba, zbog čega je za ocenu koeficijenta zadržavanja štednje, primenjen korigovani metod ONK (engl. *Common correlated effects mean group* ili CCEMG) koji je razvio Pesaran (2006). CCEMG metod vodi računa o ovim problemima i daje robusne i konzistentne ocene u njihovom prisustvu. Rezultati za Srbiju dobijeni su na bazi metoda ONK i korišćenjem vektorskog autoregresionog (VAR) modela. Pored toga što je ovo prvi istraživački rad koji se bavi Feldštajn-Horioka zagonetkom u zemljama CIE, primena naprednih ekonometrijskih tehnika druge generacije kao što je korigovani metod ONK, daje pouzdanije zaključke o vezi između domaće štednje i investicija. Dobijeni rezultat je relevantan za ekonomsku politiku, jer pomaže u identifikovanju uloge inostranog kapitala u finansiranju domaćih investicija,

kao i primeni odgovarajuće monetarane politike i politike deviznog kursa u prisustvu finansijskih ograničenja. Rezultati ovog istraživanja sugerišu da u celom periodu postoji statistički značajan i pozitivan uticaj domaće štednje na investicije, ali je znatno manji od 1, što sugerise odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke. Ovaj rezultat je u skladu i sa rezultatima prvog poglavlja koji otkriva blizanačke deficite, jer ukoliko važe blizanački deficiti, ne može da važi Feldštajn-Horioka zagonetka. Podelom uzorka na dva podperioda, ovo istraživanje otkriva niže koeficijente zadržavanja štednje u predkriznom periodu u odnosu na postkrizni period. Rezultat je u skladu sa nalazima u empirijskoj literaturi i ekonomskoj teoriji, ukazujući na važnost domaće štednje za finansiranje domaćih investicija u dugom roku ($NX = s^N - I$). Konačno, testiranje veze između bruto domaće štednje i bruto domaćih investicija u Srbiji primenom ekonometrijskih metoda odbacuje Feldštajn-Horioka zagonetku u Srbiji.

Treće poglavlje disertacije ima za cilj testiranje zagonetke nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u zemljama CIE koje su u režimu rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa (Srbija, Rumunija, Poljska, Mađarska i Češka). Nepokriveni paritet kamatnih stopa je ekonomska teorija koja sugerise da bi razlika u kamatnim stopama između dve zemlje trebala biti izjednačena sa očekivanom promenom deviznog kursa između njihovih valuta. Međutim, empirijski je utvrđeno da su, u kraćim vremenskim intervalima (dnevnom, mesečnim i tromesečnim), pozitivne razlike u kamatama praćene apresijacijom deviznog kursa, umesto depresijacijom kao što predviđa teorija, zbog čega predstavlja zagonetku u međunarodnoj makroekonomiji. Testiranje ove teorije podrazumeva modeliranje veze između deviznog kursa i kamatnog pariteta u zemljama CIE, koristeći mesečne podatke za period od januara 2003. do januara 2022. godine. U ekonomijama u razvoju (gde pripadaju i zemlje CIE) postoji rizik koji je povezan sa izdavaocem obveznica, što investitori inkorporiraju u svoje odluke na međunarodnom tržištu, pa je u tu svrhu u model ubačena i razlika u rizičnosti zemalja, čime je povećana objašnjavajuća moć modela. Rezultati istraživanja doprinose proceni stepena integrisanosti zemalja CIE u međunarodno tržište kapitala, odgovoru na pitanje da li su u prošlosti postojale mogućnosti za ostvarivanje arbitražnog profita u analiziranim zemljama, kao i koje su politike uticale na eventualnu mogućnost arbitraže. Provera kointegracije između kamatnih diferencijala korigovanih za razliku u rizičnosti zemalja i promene deviznog kursa, zasniva se na oceni autoregresionog modela raspedeljenih docnji (ARDL modela) i testiranju prema pristupu graničnih kritičnih vrednosti definisanom u radovima Pesaran i Shin (1999) i Pesaran et al. (2001). Fleksibilnost ovog pristupa sastoji se u tome što se uzimaju u obzir dugoročne veze između vremenskih serija različitog reda integrisanosti, kao i što je moguće sagledavanje različite kratkoročne dinamike između promenljivih. Empirijski rezultati prikazani u ovom poglavlju pružaju jasne dokaze o postojanju zagonetke nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u Srbiji do 2017. godine odnosno do politike uvođenja *de facto* fiksnog kursa i Rumuniji tokom celog posmatranog perioda, što znači da je postojala mogućnost ostvarivanja arbitražnih profita u ove dve zemlje. U Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj nije utvrđena statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i promene kursa. S obzirom da je u Srbiji u posmatranom periodu došlo do značajnih zaokreta u režimu deviznog kursa, tako što se od 2017. godine *de facto* primenjuje fiksni devizni kurs, implementiran je i Markovljev model promene režima, koji je pokazao da postoji različita reakcija kamatnih pariteta u različitim režimima deviznog kursa koji zavise od nivoa i varijabiliteta promena deviznog kursa. U periodu niskih fluktuacija kursa, više kamatne stope podstiču apresijaciju dinara, potvrđujući zagonetku kamatnih pariteta, dok u periodu visokih fluktuacija dinara taj uticaj značajno opada iako je smer uticaja isti. U režimu fiksnog

deviznog kursa, ne pronalazi se značajna veza između kamatnih diferencijala i promene deviznog kursa.

Empirijski rezultati ove doktorske disertacije ukazuju na to da se odgovarajućim merama fiskalne politike u zemljama CIE može uticati na nivo spoljnotrgovinske ravnoteže, međutim, efikasnost ovih mera zavisi od salda tekućeg bilansa i faze privrednog ciklusa. Pored toga, u ovoj tezi je pokazano da sa razvojem ovih zemalja, domaća štednja ima sve značajniju ulogu u finansiranju investicija, što znači da je za donosiocce mera ekonomskih politika bitno da vode računa i o promovisanju domaće štednje. Konačno, istraživanja u disertaciji nam otkrivaju i da kreatori monetarne politike u Srbiji i Rumuniji, moraju posebno biti oprezni prilikom definisanja procedura o kapitalnim ograničenjima i vođenju politike deviznih kurseva, jer rezultati ukazuju da je u pojedinim vremenskim periodima postojala mogućnost za ostvarivanje špekulativnih profita.

1 TEORIJA RIKARDIJANSKE JEDNAKOSTI I HIPOTEZA BLIZANAČKIH DEFICITA

1.1 Uvod

Bilans tekućeg računa u zemljama centralne i istočne Evrope (CIE) doživeo je brze i velike promene nakon početka tranzicionog perioda, kada su zemlje u ovom regionu prošle kroz dubok i istorijski proces transformacije sa centralno-planske ka tržišnoj privredi. Ovaj proces ima za cilj da zemlju udalji od državno regulisanog tržišta i usmeri je ka tržišno orijentisanoj ekonomiji, vodeći ekonomiju ka putu održivog rasta i razvoja. Na tom putu, pored snažnog ekonomskog rasta sa brzim rastom BDP-a i povoljnim uslovima likvidnosti, zemlje CIE su doživele značajno produblјivanje trgovine i velike spoljne neravnoteže. Prosečan deficit tekućeg računa u zemljama CIE, 2006. godine je dostigao -8,33%, a povećao se na skoro -11% 2008. godine tokom svetske finansijske krize. Pogoršanje deficita tekućeg bilansa pre krize uglavnom je uzrokovano rastom investicija u fizički kapital i snažnom domaćom tražnjom koje su finansirane velikim prilivom kapitala zbog očekivanih budućih prihoda. Stoga, niska domaća štednja, u kombinaciji sa značajno visokim investicijama, pogoršavaju trgovinski i tekući bilans. Nakon krize, ove zemlje od 2009. godine, nastavljaju sa prilično niskim deficitima tekućeg računa (oko 3% BDP-a u proseku), što je uglavnom posledica usporavanja globalne i domaće tražnje u postkriznom periodu, smanjenja priliva stranog kapitala i rasta domaće štednje (odnosno smanjenja zavisnosti od stranog kapitala). Iako su deficiti tekućeg računa od 2013. godine bili u proseku blizu 0, dolazi do novog pogoršanja tekućeg računa u 2021. godini, uglavnom zbog energetske krize izazvane ratom u Ukrajini. Ovaj rat je poremetio globalna energetska tržišta, generišući vrlo visoke cene energije i stavljajući sve uvoznike energije u nepovoljan položaj.

Iako su fiskalni deficiti nakon svetske finansijske krize pokazivali trend smanjenja zbog fiskalne konsolidacije koju su neke zemlje CIE sprovele, ekspanzivna fiskalna politika koja je bila odgovor na negativne posledice pandemije koronavirusa dovela je ponovo do porasta fiskalnih deficita kako u svetu, tako i u zemljama CIE. Takođe, zemlje CIE bi mogle biti suočene sa pritiscima za dalje povećanje javne potrošnje radi ublažavanja visokih cena energenata. Ova potencijalna ekspanzija fiskalne politike može dodatno pogoršati deficit tekućeg računa. To je ponovo pokrenulo debatu o tome da li fiskalni deficiti pogoršavaju tekući račun ili nemaju nikakav uticaj.

U dosadašnjoj literaturi, prepoznaju se dva teorijska pristupa. Prvi pristup pripada grupi neoklasičnih ekonomista i odnosi se na teoriju rikardijanske jednakosti po kojoj porast fiskalnog deficita nema nikakvih implikacija na realnu ekonomiju (Barro, 1989). Naime, pad javne štednje, koji je posledica smanjenja poreza, je praćen identičnim povećanjem privatne štednje, čime nacionalna štednja ostaje nepromenjena. U otvorenoj privredi povećanje fiskalnog deficita, nema efekta na saldo tekućeg bilansa s obzirom da zbog rasta privatne štednje domaća tražnja ostaje nepromenjena. Ovaj pristup podrazumeva racionalne potrošače koji anticipiraju da će vlada povećati poreze u budućnosti kako bi bila u stanju da vrati nagomilani dug i zadovolji svoje intertemporalno budžetsko ograničenje.

Za razliku od rikardijanske jednakosti, konvencionalni pristup, koji se bazira na modelima preklapajućih generacija sa konačnim vremenskim horizontom, podrazumeva da rast fiskalnih deficita (npr. usled smanjenja poreza), jednim delom povećava privatnu štednju, ali povećava i privatnu potrošnju, čime se nacionalna štednja smanjuje, a domaća tražnja raste (Frenkel, Jacob A. &

Razin, Assaf, 1992). U maloj otvorenoj privredi, to dovodi do rasta kamatnih stopa, što u prisustvu relativno visoke mobilnosti kapitala, dovodi do priliva kapitala u zemlju, zatim do apresijacije deviznog kursa i konačno pogoršanja tekućeg bilansa. U maloj otvorenoj privredi, sa savršenom mobilnošću kapitala, čak i ako kamatne stope ne porastu, porast zaduživanja u inostranstvu ili priliv SDI (nastao zbog manjeg rasta privatne štednje od fiskalnog deficita), može dovesti do pogoršanja tekućeg bilansa. Ovaj pristup je u literaturi poznat kao hipoteza blizanačkih deficita i blizak je neokenzijanskoj grupi ekonomista.

Cilj ovog dela disertacije je da ispita uticaj fiskalnog bilansa na neravnoteže tekućeg računa, pored ostalih determinanti tekućeg bilansa, u 14 zemalja CIE, u periodu od 2000. do 2019. godine, primenom različitih ekonometrijskih metoda. Uporni deficiti mogu postati ozbiljna prepreka održavanju eksterne solventnosti u slučaju smanjenja priliva kapitala (pogotovo SDI-a) usled potencijalne recesije globalne ekonomije. Pored svega toga, dodatna fiskalna eskpanzija može značajno pogoršati održivost spoljne ravnoteže zemlje.

U prethodnim relevantnim istraživanjima, prevladava stav da budžetski deficit značajno utiče na deficit tekućeg računa odnosno da važi hipoteza blizanačkih deficita, umesto rikardijanske jednakosti. Literatura na ovu temu je obimna i obuhvata istraživanja koja analiziraju kako zemlje u razvoju, tako i razvijene zemlje istovremeno (Blanchard & Giavazzi, 2002; Mohammadi, 2004; Afonso et al., 2022). Međutim, iz pregleda literature proizilazi da se rezultati razlikuju u zavisnosti od analizirane grupe zemalja, različitih specifikacija modela i korišćenih ekonometrijskih tehnika. Corsetti & Müller (2006) su pokazali da postoji snažniji uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans u malim otvorenim privredama. Zbog toga je ispitivanje efekata fiskalne politike na spoljnoekonomsku ravnotežu u ovim zemljama vrlo značajna za kreatore makroekonomske politike.

Ključno pitanje za kreatore makroekonomske politike je u kojoj meri fiskalno prilagođavanje može doprineti rešavanju spoljnih neravnoteža. Prema hipotezi blizanačkih deficita, postoji pozitivna veza između fiskalnog i tekućeg bilansa. Stoga, politika suzbijanja fiskalnih deficita dovodi do smanjenja potrošnje, odnosno rasta privatne štednje, što utiče na rast neto izvoza i pobošljava bilans tekućeg računa. Suprotno tome, rikardijanska jednakost sugerise da fiskalni bilans nema nikakvog efekta na tekući bilans. Ovde je relevantno kako konkretna mera fiskalne politike može da utiče na bilans tekućeg računa. Na primer, ukoliko država sprovodi ekspanzivnu fiskalnu politiku, tako što povećava javne rashode, racionalni potrošači znaju da rast fiskalnog deficita, vodi rastu poreza i/ili smanjenju potrošnje u budućnosti, kako bi država bila u stanju da vrati nagomilane dugove. Potrošači koji žele da izravnavaju svoju potrošnju tokom vremena, odnosno da izbegnu velike fluktuacije potrošnje, kako bi platili svoje buduće poreze, moraju više da štede i akumuliraju svoje bogatstvo.

Koristeći dinamičku panel analizu podataka, izvršena je analiza veze između konsolidovanog fiskalnog bilansa i tekućeg bilansa u 14 zemalja Centralne i Istočne Evrope: Albanija, Bugarska, Estonija, Hrvatska, Letonija, Litvanija, Mađarska, Poljska, Rumunija, Severna Makedonija, Slovačka, Slovenija, Srbija i Češka Republika. Budući da se radi o uzorku sa relativno malim brojem posmatranih zemalja ($N = 14$), ali dugačkim vremenskim horizontom ($T = 20$), za ocenu parametara ovog modela primenjena je metoda instrumentalnih promenljivih, koju su razvili *Anderson* i *Hsiao* (1981).

Postoje brojni radovi koji ukazuju da je umesto stvarnog fiskalnog deficita važno analizirati uticaj ciklično prilagođenog fiskalnog deficita na tekući bilans (S. Kim & Roubini, 2008; Salvatore,

2006). Ciklično prilagođeni fiskalni deficit predstavlja deficit koji je očišćen od automatskih efekata cikličnih fluktuacija u prihodima i, donekle, rashodima države. Eliminisanjem tih uticaja, dobijaju se fiskalni deficiti koji proizlaze iz diskrecionih mera koje sprovode kreatori fiskalne politike. Zbog toga, u ovom delu disertacije analiziran je i uticaj ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa na saldo tekućeg računa.

U ovom istraživanju se istražuju još tri dodatna pitanja. Prvo, istražuje se da li se uticaj fiskalnog deficita na tekući platni bilans menja u zavisnosti od visine salda tekućeg bilansa. Konkretno, ispituje se da li postoji razlika u uticaju fiskalne politike u periodima kada postoji deficit u tekućem bilansu, u odnosu na periode suficita tekućeg računa. Forte i Magazzino (2013) su na uzorku od 33 evropske zemlje pokazali da blizanački deficiti važe u zemljama sa visokim deficitom tekućeg računa (iznad 2% BDP-a), dok u zemljama sa niskim deficitom važi rikardijanska jednakost. Drugo, deskriptivnom analizom podataka jasno se uočava razmimoilaženje fiskalnog i tekućeg deficita u periodu pre, a naročito tokom finansijske krize, dok se u postkriznom periodu opet vraćaju na sličnu liniju trenda. Stoga, ovo istraživanje analizira i moguće asimetrije u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u ova dva podperioda. Treće, nekoliko radova je pokazalo da za prekomerni javni dug, prikazan kao učešće u BDP-u (iznad 90%), važi rikardijanska jednakost, dok su na nižim nivoima javnog duga, potvrđeni blizanački deficiti (Nickel & Vansteenkiste, 2008; Šuliková & Tykhonenko, 2017). Slična analiza je sprovedena i u ovom istraživanju na grupi zemalja CIE.

Glavni rezultati istraživanja mogu se sažeti na sledeći način. (1) Dokazi snažno podržavaju postojanje, čvrste i statistički značajne pozitivne veze između salda fiskalnog bilansa i salda tekućeg računa, odbacujući teoriju rikardijanske jednakosti i potvrđujući blizanačke deficite u zemljama CIE. (2) Rast ciklično prilagođenog fiskalnog deficita utiče na povećanje deficita tekućeg bilansa. Taj uticaj je mnogo jači kod ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa nego kod stvarnog fiskalnog bilansa. (3) Statistički značajna pozitivna veza između ova dva bilansa, identifikovana je samo u periodima visokih deficita tekućeg računa (iznad 2% BDP-a), dok u periodima suficita, nije pronađena statistički značajna veza. Takođe, u periodu pre i tokom finansijske krize, ne postoji značajna veza između tekućeg i fiskalnog bilansa, dok je veoma jaka veza utvrđena u postkriznom periodu. (4) S obzirom da se ovde radi o regionu u kome nijedna zemlja ne premašuje učešće javnog duga u BDP-u iznad 80%, nije pronađena značajna razlika u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u zavisnosti od različitih nivoa javnog duga.

Istraživanje doprinosi postojećoj literaturi u nekoliko pravaca. Prvo, analiza panel podataka za 14 zemalja CIE, pruža specifičan doprinos u pogledu dubine i obuhvatnosti podataka u odnosu na prethodne analize za ovu grupu zemalja. U dosadašnjoj literaturi, ove zemlje su uglavnom pojedinačno analizirane ili kao deo neke veće grupe zemalja (Aristovnik & Djurić, 2010; Ganchev et al., 2012; Turan & Karakas, 2018). Drugo, vođenje fiskalne politike zasnovane samo na visini stvarnog fiskalnog deficita, može dovesti do pogrešnih odluka. Zato ova disertacija testira i vezu između fiskalnog bilansa očišćenog od uticaja cikličnih fluktuacija u BDP-u (ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa) i bilansa tekućeg računa. Treće, ova analiza pruža i nove dokaze o vezi između ova dva bilansa u zavisnosti od toga da li su zemlje u većem ili manjem deficitu (i suficitu) tekućeg bilansa. Četvrto, otkriva nove detalje o uslovima važenja hipoteze blizanačkih deficita u zavisnosti od toga da li se radi o predkriznom i kriznom periodu ili postkriznom periodu. Peto, daje ocene odgovora salda tekućeg računa u zavisnosti od visine javnog duga, što do sada nije rađeno za ovu

grupu zemalja. Konačno, ova analiza ima i praktičnu primenu, na taj način što će doprineti razumevanju mogućnosti poboljšanja spoljnotrgovinskih bilansa merama fiskalne politike.

Dodatno, u ovoj disertaciji ispituje se i empirijski odnos između fiskalnog i tekućeg bilansa u Srbiji, koristeći kvartalne podatke u periodu od 2005. do 2020. godine. Srbija, sa velikim zaostatkom u odnosu na većinu zemalja CIE, započela je proces tranzicije nakon što je provela poslednju deceniju prošlog veka u ratnim sukobima i sankcijama. Deficit tekućeg bilansa u 2004. godini je dostigao -13,18% BDP-a, a povećao se na -19,87% 2008. godine tokom svetske finansijske krize. Iako je Srbija nakon 2009. godine nastavila sa znatno nižim deficitima tekućeg bilansa (prosečno oko -5% BDP-a), dolazi do novog pogoršanja tekućeg bilansa, uglavnom zbog energetske krize izazvane ratom u Ukrajini. Dodatno, Srbija nije uspela da proizvede dovoljnu količinu električne energije da podmiri domaću tražnju, pa se sada električna energija mora uvoziti po vrlo visokim cenama. Osim toga, Srbija će se suočiti sa snažnim pritiskom na rast državnih troškova u kratkom i srednjem roku zbog povećanja subvencija radi pokrivanja velike razlike između visokih tržišnih cena gasa i električne energije i niskih cena koje plaćaju stanovnici Srbije. Ova potencijalna fiskalna ekspanzija može dodatno pogoršati deficit tekućeg bilansa. Korišćenjem tri ekonometrijska pristupa, metod običnih najmanjih kvadrata (ONK), uopšteni metod momenata (GMM) i strukturni vektorski autoregresioni model (SVAR), nedvosmisleno je utvrđeno, da se potrošači u Srbiji ne ponašaju rikardijanski tj. da fiskalni deficiti podstiču deficite tekućeg računa u Srbiji, što implicitno, potvrđuje efikasnost korišćenja fiskalne politike u upravljanju spoljnim bilansom.

Struktura ovog poglavlja je organizovana na sledeći način. Teorijski okvir rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita prikazan je u odeljku 1.2. U odeljku 1.3 dat je detaljan pregled empirijske literature. Specifikacija modela je predstavljena u odeljku 1.4. Detaljna ekonometrijska metodologija koja je korišćena u istraživanju, kao i deskriptivna analiza podataka prikazane su u odeljku 1.5, dok su empirijski rezultati prikazani u odeljku 1.6. Odeljak 1.7 obuhvata analizu rikardijanske jednakosti u Srbiji, a zaključna razmatranja se iznose u odeljku 1.8.

1.2 Teorijski okvir

Teorija rikardijanske jednakosti predviđa da kada je kretanje javnih rashoda poznato, vremenska dimenzija oporezivanja neće uticati na promenu bogatstva privatnog sektora, pa samim tim ni na agregatnu privatnu potrošnju (Barro, 1989). Centralno rikardijansko zapažanje je da deficiti samo odlažu poreze, tako da je racionalan pojedinac ravnodušan između plaćanja poreza danas u odnosu na plaćanje tog istog poreza sutra uvećanog za kamatu. Kako vremenska dimenzija oporezivanja ne utiče na imtertemporalno budžetsko ograničenje pojedinca, to ne može promeniti njegove odluke o potrošnji. Iz ovog proizilazi, da javni dug nema uticaj na bogatstvo stanovništva, te da poreska politika ne može imati uticaja na realnu ekonomiju, što je u literaturi poznato kao neutralnost javnog duga (Barro, 1989).

Relevantnost ovog zapažanja zavisi od niza implicitnih i eksplicitnih pretpostavki koje su neophodne da budu ispunjene kako bi ova teorija važila (Barro, 1974, 1989):

1. Prva pretpostavka podrazumeva da se svi potrošači ponašaju racionalno, odnosno vode računa o „izravnanju“ potrošnje tokom vremena što je u skladu sa teorijom životnog ciklusa potrošnje

(Ando & Modigliani, 1963) i teorijom permanentnog dohotka (Friedman, 1957). Ovo ustvari znači, da se potrošači trude da što je moguće preciznije predvide svoje buduće dohotke, i da u skladu sa tim ostvaruju relativno stabilnu potrošnju tokom svog životnog veka. Stoga, ukoliko država u sadašnjem periodu vodi eskpanzivnu fiskalnu politiku, spuštajući poreze, uz konstantne državne rashode, racionalnom pojedincu je jasno da to vodi porastu budžetskog deficita i zaduženja države i da će u budućnosti porezi morati da porastu kako bi država ispunila svoje intertemporalno budžetsko ograničenje. Zbog toga potrošač danas ne menja svoju potrošnju, već štedi taj „dodatni“ dohodak, da bi u budućnosti bio u stanju da plati veći porez, a da pri tome ne smanji potrošnju.

2. Druga pretpostavka podrazumeva da su sva domaćinstva povezana operativnim međugeneracijskim transferima sa svojim naslednicima. To podrazumeva da pojedinci vode računa o svojim naslednicima i da se trude da ne ostavljaju dugove budućim generacijama.
3. Treća pretpostavka je usko povezana sa drugom i podrazumeva da su svi transferi pojedinaca zasnovani na čistom altruizmu.
4. Četvrta pretpostavka je takođe vrlo važna i podrazumeva da su budući dohoci poznati.
5. Peta pretpostavka se odnosi na činjenicu da su svi porezi paušalni odnosno da ne zavise od ponašanja ljudi.
6. Šesta pretpostavka predviđa da se pojedinac ne suočava sa kreditnim ograničenjima na finansijskom tržištu.

Dakle, domaćinstva vide smanjenje realnih poreza u sadašnjosti kao ekvivalentno povećanju realnog budžetskog deficita, a time i većeg oporezivanja u budućnosti. U stvari, javni dug je jednak sadašnjoj vrednosti realnih budućih povećanja poreza. Rikardijanska jednakost podrazumeva da sadašnje smanjenje poreza za finansiranje državne potrošnje nema uticaja na ekonomiju, jer domaćinstva „internalizuju dug“ i u sadašnjem trenutku više štede. Posledica ove teorije, je da fiskalni stimulusi nemaju efekta na ekonomiju. Zaduživanje države kako bi povećala državnu potrošnju ili smanjila poreze sa ciljem podsticanja agregatne tražnje tokom recesije nema efekta, jer domaćinstva to predviđaju i u sadašnjem periodu više štede. Ovo je potpuno u suprotnosti sa kenzijanskim pristupom.

David Rikardo (1772-1823), britanski ekonomista, jedan od najuticajnijih klasičnih ekonomista, je prvi uveo ovaj koncept u svojim radovima „*Essay on the Fundig system*“ (1820). Ali pojam rikardijanske jednakosti je dobio veliku ulogu u novijoj ekonomskoj misli, tek nakon što je taj koncept „oživeo“ Barro u svom radu „*Are Government Bonds Net Wealth*“ (Barro, 1974), 150 godina nakon njegove smrti. Interesantno je da je Barro preispitivao ovaj koncept bez referisanja na Davida Rikarda². Iako je David Rikardo u svom radu obrazlagao moguću logiku neutralnosti duga, on ipak nije verovao da će ljudi tako razmišljati. Rikardo je izneo svoju teoriju, ali je sumnjao da su ljudi dovoljno racionalni i dalekovidni da u potpunosti sagledaju svoje buduće poreske obaveze. Stoga se sumnja da je Rikardo zaista verovao u svoju ideju.

1.2.1 Matematička formulacija teorije

Ovo poglavlje daje prikaz matematičke formulacije teorije rikardijanske jednakosti. U prvom koraku predstavljeno je intertemporalno budžetsko ograničenje države i budžetsko ograničenje domaćinstva.

² Buchanan, "Barro on the Ricardian Equivalence Theorem", 1976

Integriranjem ova dva ograničenja, dobija se intertemporalno budžetsko ograničenje domaćinstva koje predstavlja matematičku formulaciju teorije rikardijanske jednakosti.

Prvo polazimo od izvođenja intertemporalnog budžetskog ograničenja države. Pretpostavimo da vreme može da se podeli u dva perioda, period t i period $t+1$. Javni rashodi su egzogeni i iznose G_t i G_{t+1} . Ovde se ne modelira korisnost ovih troškova (tj. pružanje javnih dobara). Slično kao domaćinstvo, država se suočava sa dva budžetska ograničenja i to je predstavljeno u jednačini (1.1), gde D_t predstavlja stanje državnog duga u periodu t , i prenesenog u period $t+1$, odnosno fiskalni deficit u periodu t (Abel, 1991; Garin et al., 2021).

$$\begin{aligned} G_t &\leq T_t + D_t \\ G_{t+1} + r_t D_t &\leq T_{t+1} + D_{t+1} - D_t \end{aligned} \quad (1.1)$$

Država može da finansira svoje javne rashode iz perioda t , ili povećanjem poreza (T_t) ili zaduživanjem (D_t). Slično je i u periodu $t+1$, samo što država ima obavezu, da plati i kamatu na dug iz perioda t ($r_t D_t$). Ukoliko je $D_t > 0$, to znači da se država zadužila u periodu t , a ukoliko je $D_t < 0$, znači da država štedi odnosno ostvaruje suficit. S obzirom da postoje samo dva perioda, dug na kraju drugog perioda mora biti jednak nuli ($D_{t+1}=0$). To znači, da ako je u prvom periodu država ostvarila deficit, u drugom periodu mora ostvariti suficit koji je jednak $D_t + r_t D_t$. Iz ovoga se može izvesti, intertemporalno **budžetsko ograničenje države** koje je predstavljeno u jednačini (1.2).

$$G_t + \frac{G_{t+1}}{1 + r_t} = T_t + \frac{T_{t+1}}{1 + r_t} \quad (1.2)$$

Konceptualno, isto kao i kod domaćinstva, i državni budžet mora biti balansiran u intertemporalnom okviru u smislu sadašnje vrednosti.

U drugom koraku, izvodimo budžetsko ograničenje domaćinstva. Reprezentativno domaćinstvo se suočava sa problemom maksimizacije svoje korisnosti (U) tokom životnog veka (jednačina 1.3). Korisnost domaćinstva zavisi od potrošnje privatnih dobara (C) i od potrošnje javnih dobara (G). Korisnost od konzumiranja javnih dobara koje je definisano funkcijom $h(\cdot)$, ulazi u korisnost tokom životnog veka kao aditivna komponenta, tako da ne utiče na izvođenje dinamičke ravnoteže.

$$U = u(C_t) + \beta u(C_{t+1}) + h(G_t) + \gamma h(G_{t+1}) \quad (1.3)$$

Slično kao i država, domaćinstvo se suočava sa dva budžetska ograničenja i to je predstavljeno u jednačini (1.4). Dohodak domaćinstva je predstavljen simbolom Y , potrošnja simbolom C , a štednja simbolom S . Za domaćinstvo porezi u trenutku t i $t+1$ su dati.

$$\begin{aligned} C_t + S_t &\leq Y_t - T_t \\ C_{t+1} + S_{t+1} - S_t &\leq Y_{t+1} - T_{t+1} + r_t S_t \end{aligned} \quad (1.4)$$

Iz ove jednačine, jasno je da su tokom perioda t , potrošnja i štednja domaćinstva ograničena raspoloživim dohotkom ($Y_t - T_t$) ostvarenom u periodu t . Međutim, u periodu $t+1$ potrošnja i prirast štednje jednak je raspoloživom dohotku iz perioda $t+1$ ($Y_{t+1} - T_{t+1}$), ali i prinosu koji je ostvaren na štednju iz perioda t ($r_t S_t$).

S obzirom da postoje samo dva perioda t i $t+1$, štednja u periodu $t+1$ je jednaka 0 ($S_{t+1} = 0$), tako da dobijamo intertemporalno budžetsko ograničenje domaćinstva koje je predstavljeno u jednačini (1.5).

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_t} = Y_t - T_t + \frac{Y_{t+1} - T_{t+1}}{1+r_t} \quad (1.5)$$

Ovo ograničenje podrazumeva da ukupna vrednost sadašnje potrošnje (C_t) i diskontovana vrednost buduće potrošnje (C_{t+1}), moraju biti jednake ukupnoj vrednosti sadašnjeg dohotka i diskontovanoj vrednosti budućeg raspoloživog dohotka. Diskontna stopa (r) predstavlja očekivanu kamatnu stopu ili stopu prinosa.

Jednačina (1.5) se može transformisati i u drugi oblik koji je predstavljen u jednačini (1.6).

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_t} = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{1+r_t} - \left[T_t + \frac{T_{t+1}}{1+r_t} \right] \quad (1.6)$$

S obzirom da sadašnja vrednost poreskih tokova mora biti jednaka sadašnjoj vrednosti tokova javnih rashoda (jednačina 1.2), dobija se budžetsko ograničenje domaćinstva.

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_t} = Y_t + \frac{Y_{t+1}}{1+r_t} - \left[G_t + \frac{G_{t+1}}{1+r_t} \right] \quad (1.7)$$

Transformacijom jednačine (1.7), dobija se konačna jednačina teorije rikardijanske jednakosti.

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_t} = Y_t - G_t + \frac{Y_{t+1} - G_{t+1}}{1+r_t} \quad (1.8)$$

Ova jednačina pokazuje da domaćinstva potpuno internalizuju intertemporalno budžetsko ograničenje države i to predstavlja rikardijansku jednakost. Ona podrazumeva da je način finansiranja državnih rashoda sa stanovišta domaćinstva potpuno nebitan. Povećanje javnih rashoda (G_t), koje je finansirano iz tekućih poreza ima ekvivalentan efekat kao i povećanje G_t koje se finansira zaduživanjem tj. kroz fiskalni deficit ili kombinacijom ova dva faktora. Posledica toga je da nivo državnog duga nije bitan za razumevanje ravnotežnog ponašanja domaćinstva i da promene u porezima koje nisu praćene promenama ni trenutnih ni budućih državnih izdataka neće imati uticaj na odluke domaćinstava o potrošnji. To je zbog toga što je tekući dug ekvivalentan budućim porezima, i domaćinstva su okrenuta ka budućnosti. Dug mora biti jednak sadašnjoj vrednosti fiskalnog bilansa tj. današnji dug odgovara diskontovanoj vrednosti budućih suficita, odnosno diskontovanoj vrednosti povećanja poreza u budućnosti (pretpostavlja se da su rashodi dati).

$$D_t = \frac{1}{1+r_t} [T_{t+1} - G_{t+1}] \quad (1.9)$$

Rikardijanska jednakost se može predstaviti i u uopštenom smislu (Garin et al., 2021). Diskontovana očekivana vrednost potrošnje domaćinstva jednaka je diskontovanoj očekivanoj vrednosti raspoloživog dohotka kod intertemporalnog budžetskog ograničenja domaćinstva (jednačina 1.10).

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(C_{t+k})}{(1+r)^k} = A_t + \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(Y_{t+k} - T_{t+k})}{(1+r)^k} \quad (1.10)$$

Simbol A_t predstavlja inicijalno bogatstvo domaćinstva, koje može biti i negativno.

Intertemporalno budžetsko ograničenje države predstavljeno je u jednačini (1.11). Očekivana sadašnja vrednost budućih poreza (T) mora pokriti inicijalni dug (D_t) i očekivanu sadašnju vrednost državnih rashoda (G).

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(T_{t+k})}{(1+r)^k} = D_t + \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(G_{t+k})}{(1+r)^k} \quad (1.11)$$

Kada jednačinu (1.11) ubacimo u jednačinu (1.10) dobijamo konačno intertemporalno budžetsko ograničenje domaćinstva:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(C_{t+k})}{(1+r)^k} = A_t - D_t + \sum_{k=0}^{\infty} \frac{E_t(Y_{t+k} - G_{t+k})}{(1+r)^k} \quad (1.12)$$

Iz jednačine (1.8), kao i iz jednačine (1.12) jasno se vidi da vremenski horizont oporezivanja nema uticaja na odluku o potrošnji domaćinstva, jer bez promene javne potrošnje, smanjenje poreza danas, znači veće poreze u budućnosti. Ukoliko vlada smanjuje poreze u sadašnjosti, bez objavljivanja promena trenutnih ili budućih izdataka, kako bi država ispunila svoje intertemporalno budžetsko ograničenje, to će zahtevati povećanje budućih poreza u iznosu jednakom sadašnjoj vrednosti smanjenja trenutnih poreza. Budući da je svim domaćinstvima bitna samo sadašnja diskontovana vrednost poreskih obaveza, smanjenje poreza danas ne utiče na ponašanje domaćinstva. Takođe, promene u državnim izdacima finansiranim putem poreza imaju iste ravnotežne efekte kao i promene u izdacima finansiranim fiskalnim deficitom i nivo postojećeg državnog duga uopšte nije bitan za domaćinstva.

Ovde je važno istaći da rikardijanska jednakost važi ukoliko je kamatna stopa po kojoj se država zadužuje jednaka kamatnoj stopi po kojoj se zadužuju domaćinstva.

1.2.2 Teorijska osporavanje rikardijanske jednakosti

Rikardijanska jednakost u obliku u kom je formulisana od strane Barro (1989) je vrlo rigidna teorija i važi samo u posebnim slučajevima. Postoje mnogobrojni razlozi zbog kojih teorija rikardijanske jednakosti ne mora da važi. Prvo, pretpostavka o racionalnim očekivanjima domaćinstava često nije realna. Drugo, rikardijanska jednakost podrazumeva da ne postoje kreditna ograničenja tj. da se

domaćinstva mogu slobodno zaduživati i štedeti po istoj kamatnoj stopi kao i država, što nije realna pretpostavka. Treće, ona podrazumeva da su sva domaćinstva povezana međugeneracijskim transferima sa svojim naslednicima i da se vode čistim altruizmom, što je u suprotnosti sa modelom preklapajućih generacija. Četvrto, podrazumeva se da su porezi fiksni tj. paušalni, odnosno da ne utiču na ponašanje poreskih obveznika. Ako iznos poreza zavisi od njihovih dohodaka ili drugih aktivnosti, u tom slučaju teorija ne važi. U nastavku dat je detaljan prikaz svake od ovih pretpostavki.

Hipoteza o racionalnim očekivanjima

Hipoteza o racionalnim očekivanjima je vrlo restriktivna, jer se ljudi ne ponašaju uvek racionalno i domaćinstva ne predviđaju buduće dohotke na način koji to predviđa hipoteza o racionalnim očekivanjima, niti nastoje da izravnavaju potrošnju tokom vremena. Još jedan argument zastupnika tradicionalnog kenzijskog pristupa je da su ljudi kratkovidi, jer ne razumeju u potpunosti implikacije budžetskog deficita. Postoji mogućnost, da jedan deo ljudi prate neki iracionalan obrazac ponašanja prilikom odlučivanja o visini štednje. Zbog toga, ukoliko dođe do smanjenja poreza, a da nisu svesni da će to povećati poreze u budućnosti, to za rezultat ima veću potrošnju i smanjenje nacionalne štednje, što je suprotno teoriji rikardijanske jednakosti (Bernheim, 1987b; Haug, 1990).

Kreditna ograničenja

Čak i da se ponašaju racionalno, „izravnaje“ potrošnje može biti nemoguće, ukoliko banke nisu spremne da daju kredite na osnovu očekivanih budućih dohodaka pojedinca. Pojedinaac koji želi da poveća potrošnju usled očekivanog rasta budućih dohodaka, to može postići pozajmljivanjem. Ukoliko mu banka ne odobrava kredit ili mu odobrava manju sumu nego što odgovara optimalnom rešenju, njegov tekući dohodak određuje njegovu potrošnju, bez obzira na očekivani budući dohodak. Na primer, postoje likvidnosno ograničeni pojedinci koji ne mogu da se zadužuju, jer ne ispunjavaju uslove banaka, a ni da štede, jer imaju nizak dohodak, tako da ne mogu da optimizuju potrošnju tokom života. U tom slučaju, usled smanjenja poreza, raspoloživi dohodak raste, i to može povećati potrošnju pojedinaca koji se suočavaju sa kreditnim ograničenjima. Država se zadužuje umesto pojedinca i samim tim poreska politika povećava njegovo bogatstvo, što je u suprotnosti sa teorijom. Takođe, u praksi se obično država zadužuje po nižim kamatnim stopama nego pojedinci, zbog manjeg rizika od bankrotiranja, tako da rast fiskalnog deficita koji se finansira dodatnim zaduživanjem države, povećava privatno bogatstvo domaćinstva (Hayford, 1989; Seater, 1993).

Međugeneracijska povezanost i altruizam

Prema rikardijanskom pristupu, preci i naslednici su povezani međugeneracijskim transferima koji su motivisani isključivo altruizmom. Obe ove hipoteze su teoretski vrlo sumnjive. Ljudski život je ograničen, pa ne mora da znači da vode računa o budućim porezima i svojim naslednicima. Barro (1974) u svom radu iznosi jedan dobar argument da pošto su buduće generacije deca i unuci sadašnje generacije, onda sadašnju generaciju ne treba posmatrati kao nezavisne ekonomske učesnike, i da zbog toga sadašnje generacije brinu o budućim generacijama. To objašnjava činjenicom da mnogi pojedinci nakon smrti ostavljaju nasledstvo svojoj deci, što govori u prilog tome da mnogi pojedinci ne žele da iskoriste priliku i da troše više na račun svoje dece. Prema njegovoj analizi, reprezentativni potrošač nije pojedinac već čitava porodica, koja traje zauvek. Rikardijanski pristup pretpostavlja da potrošači imaju dug vremenski horizont, dok Barrova analiza implicira da je vremenski horizont reprezentativnog potrošača efektivno beskonačan. Moguće je da neke sadašnje generacije očekuju da

će buduće generacije biti bogatije od njih, pa ne ostavljaju deci nikakvo nasleđstvo (Bernheim & Bagwell, 1988). Međutim, ukoliko deca pomažu svoje roditelje, rikardijanska jednakost i dalje važi za politike koje ne menjaju obrazac veze. U tom slučaju, smanjenje poreza koje je finansirano rastom javnog duga menja potrošnju, tako što redistribuira bogatstvo između generacija.

Jedan pravac kritike dolazi od Bernheim & Bagwell (1988) koji apstrahuju modele reprezentativnog agenta od međusobnih veza između generacija. Oni smatraju da sveprisutne veze između roditelja i dece, tj. sve pojedince treba objediniti u jednu međusobno povezanu mrežu. Tada bi potrošnja svakog pojedinca imala uticaj na ukupno bogatstvo koje bi se delilo između ukupnog stanovništva. Shodno tome, u velikoj dinamičkoj ekonomiji, svako dodatno nasleđstvo bi bilo podeljeno između svih pojedinaca koji su trenutno tu, pa bi prirast potrošnje po pojedincu bio zanemarljiv, što smanjuje motivaciju donatora za ostavljanjem bilo kakvog nasleđstva (Bernheim, 1987).

Drugi pravac kritike tvrdi da će optimalna vladina politika uticati na to da uzastopne generacije donatora imaju manju motivaciju za ostavljanjem bilo kakvog nasleđstva (Bernheim, 1987a). Kada su transferi pozitivni, svaki donator je ravnodušan u izboru između sopstvene potrošnje i potrošnje budućih nasleđnika. Ako je vladi direktno stalno do donatora i nasleđnika, onda će ona preferirati što veće transfere, jer inicijalna postavka sigurno nije socijalno optimalna. Ovo je moguće, samo ako vlada može da se obaveže na ovakve politike. Inače, rikardijanska jednakost i dalje može da važi u privredama gde se vlada ne ponaša optimalno.

Baroova teza rikardijanskog pristupa je zasnovana na pretpostavci da su međugeneracijski transferi motivisani čistim altruizmom. Međutim, jedna grupa ekonomista navodi da roditelji ostavljaju nasleđstvo svojoj deci i iz drugih pobuda, npr. kako bi mogli da ih kontrolišu. Kako bi testirali ove strateške motive za nasleđstvo, Bernheim et al. (1985) su analizirali podatke o tome koliko često deca posećuju svoje roditelje. Pronašli su da što su bogatiji roditelji, deca ih češće obilaze. Još upečatljiviji je bio drugi rezultat, po kome samo bogatstvo roditelja koje je moglo biti nasleđeno podstiče češće posete dece. Takođe, bogatstvo koje ne može biti nasleđeno nakon smrti roditelja, ne podstiče decu da posećuju roditelje. Razni autori su predložili i alternativne motivacije za generacijsku povezanost. Davies (1981) je pokazao da neizvesnost u pogledu dužine života smanjuje potrošnju u proporciji koja se povećava sa godinama. Andreoni (1989) je formalno razvio model transfera u kome ne postoji „čist“ altruizam. On je kroz svoj model pokazao da velikodušnost postoji u nekom procentu, ali i da porast javnog duga proizvodi efekat u skladu sa kenzijanskim pristupom. Svi ovi nalazi ukazuju da i neki drugi motivi mogu uticati na međugeneracijske transfere osim altruizma i da narušavaju rikardijansku teoriju o neutralnosti duga koji ima za cilj finansiranje smanjenja poreza.

Ukoliko neko nema nasleđnike, a smrt prekine njegovo budžetsko ograničenje, nije u obavezi da plati buduće poreze. Ako privatni sektor ne plati sve buduće poreske obaveze, postoji mogućnost da za neke javni dug postane deo privatnog bogatstva (Bernheim, 1987a). Takođe, migranti odnosno novi stanovnici koji će tek u budućnosti započeti plaćanje poreza prekidaju ovu međugeneracijsku povezanost između sadašnje generacije i budućih poreza. Dolazak novih stanovnika koji tek treba da počnu da plaćaju poreze smanjuje nivo budućih poreskih obaveza postojećih stanovnika, što povećava njihovo privatno bogatstvo. Budući da javni dug čini deo privatnog bogatstva pojedinca zbog međugeneracijske povezanosti i finansiranja iz budućih poreza, dolazak novih radno sposobnih stanovnika smanjuje njihove buduće obaveze.

Distorzioni porezi

Rikardijanska jednakost zanemaruje distorzije poreze, i pretpostavlja da su svi porezi paušalni. U stvarnosti, najveći broj poreza su distorzioni porezi (npr. porez na dohodak, porezi na potrošnju i imovinu). Zbog toga smanjenje poreza može da dovede do povećanja privredne aktivnosti i generiše dodatni dohodak, čime će fiskalni deficit zapravo povećati privatno bogatstvo (Brennan & Buchanan, 1980). Sa druge strane, rast poreza na dohodak, može uticati na odluku pojedinca da radi manje ako dominira dohodovni efekat³, što rezultira u smanjenju autputa.

1.2.3 Alternativno tumačenje rikardijanske jednakosti

Mnogi ekonomisti smatraju da je model reprezentativnog agenta neprihvatljiv jer nerealno opisuje sektor domaćinstva. Među njima je i Blanchard (1985) i Weil (1989). Model reprezentativnog agenta se osporava zbog toga što su agenti heterogeni po sposobnostima, imovini, dohotku, preferencijama, starosnoj dobi i drugim karakteristikama. Oni naglašavaju da je životni vek ljudi ograničen, što znači da je vrlo važan trenutak oporezivanja koji različito utiče na njih u zavisnosti od njihove starosne dobi. Samim tim oni odbacuju neutralnost duga na agregatnu potrošnju. Oni smatraju da smanjenje poreza danas, uz konstantnu javnu potrošnju, čini stanovnike bogatijim, a buduće generacije siromašnijim. Iako imaju neke zajedničke polazne pretpostavke (da se agenti ponašaju racionalno, da su fokusiraju samo na paušalne poreze, da ne postoje nesavršenosti na tržištu kapitala i da država vodi računa o svom budžetskom ograničenju), oni se fokusiraju na model preklapajućih generacija koji naglašava konačnost životnog veka i životnog ciklusa ljudi i dovodi do odbacivanja rikardijanske jednakosti. Da podsetimo, rikardijanska jednakost se bazira na modelu po kome je životni vek domaćinstva beskonačan, zahvaljujući međugeneracijskoj povezanosti.

1.2.3.1 *Matematička formulacija alternativnog tumačenja rikardijanske jednakosti*

Ovaj model se zasniva na modelu preklapajućih generacija (Diamond, 1965) male otvorene privrede koji uključuje i državni sektor. Model preklapajućih generacija (engl. overlapping generation model) je ekonomski model koji se koristi za proučavanje dugoročnih ekonomskih fenomena s obzirom na generacijsku promenu i interakciju između različitih generacija. Ovaj model uključuje različite generacije koje se preklapaju u vremenu, pri čemu svaka generacija prolazi kroz različite faze života, poput mladosti, perioda radne angažovanosti i starosti. Ključna ideja modela preklapajućih generacija je da svaka generacija ima svoje specifične potrebe, preferencije i ekonomske odluke. Ovaj model omogućava analizu interakcije između generacija, prenosa bogatstva i dohodaka među njima, kao i uticaja tih interakcija na dugoročni rast, raspodelu dohotka i druge ekonomske promenljive. Maurice Allais je prvi uveo koncept modela preklapajućih generacija u svom radu "A la recherche d'une discipline économique" iz 1947. godine. Koncept modela preklapajućih generacija dalje je razvijen u članku koji je napisao Paul Samuelson iz 1958. godine. Iako je Peter Diamond takođe dao značajan

³ Empirijska istraživanja ukazuju na to da ljudi relativno slabo reaguju na promene poreskih stopa.

doprinos literaturi modela preklapajućih generacija kroz članak iz 1965. godine, rast ove literature je ostao spor sve do sredine 1980-ih (Buiter, 1981).

Veza između male otvorene privrede i međunarodnih tržišta je definisana sa nekoliko pretpostavki⁴:

- (1) Postoji savršena mobilnost robe i finansijskog kapitala između zemalja
- (2) Ne postoji neizvesnost, a domaće i inostrane obveznice su savršeni supstituti
- (3) Ne postoji međunarodna mobilnost rada

Prve dve pretpostavke podrazumevaju da je kamatna stopa u malim otvorenim privredama jednaka svetskoj kamatnoj stopi, jer su to isuviše male zemlje da bi svojim akcijama i politikama mogle da utiču na svetsku kamatnu stopu. Pretpostavlja se da je kamatna stopa (r) konstantna i da je veća od stope rasta stanovništva (n).

Fundamentalna pretpostavka na kojoj se baziraju modeli preklapajućih generacija je da postoji razlika između sadašnje i buduće poreske osnovice. Buduća poreska osnovica, pored resursa populacije koja danas živi, uključuje i resurse populacije koja tek treba da se rodi. Dakle, ovi modeli vode računa o tome da li pojedinac u datom trenutku pripada grupi mlađe ili starije populacije.

Model

Osnovna ideja modela je da se prikaže kako promena u fiskalnoj politici utiče na potrošnju stanovništva u zavisnosti od starosne dobi, kao i kako to utiče na buduće generacije, koje u trenutku primene konkretne fiskalne politike nisu još uvek rođeni. Ovaj model pretpostavlja da nema savršenih altruističkih međugeneracijskih veza. U prvom delu modela, definišu se ravnotežni uslovi budžetskih rashoda i prihoda, kao i problem optimalnog izbora potrošnje i štednje prilikom maksimizacije korisnosti stanovnika u zavisnosti od toga da li se nalaze u kontingentu mlade ili starije populacije. Zatim se analizira efekat smanjenja poreza (ekspanzivne fiskalne politike) na potrošnju i bogatstvo sve tri generacije (mladih, starih i budućih generacija).

Kao i kod rikardijanske jednakosti, polazi se od definisanja državnih izdataka (G_t) koji služe da pruže određeno javno dobro ili uslugu stanovnicima (L_t) u količini G_t u periodu t . Tu spadaju usluge infrastrukture, obrazovanja, kulture, pravosudnog sistema i sl. Jednačina (1.13) predstavlja dinamiku kretanja državnih izdataka (tj. javnih dobara i usluga) kroz vreme.

$$G_t = G_0(1 + n)^t \quad (1.13)$$

Ovde se pretpostavlja da proizvodnja G_t koristi istu tehnologiju $F(K_0, L_0)$, kao i ostale komponente bruto domaćeg proizvoda, gde su K_0 i L_0 inputi kapitala i rada na početku perioda, respektivno. Zbog toga, uslov $0 < G_0 < F(K_0, L_0)$ mora da važi. Takođe, pretpostavlja se da su svi porezi paušalni tj. da ne zavise od ekonomskih aktivnosti pojedinaca. Simbol n označava stopu rasta stanovništva. Količina javnih dobara raste po stopi rasta stanovništva, jer ona služe da zadovolje zajedničke potrebe stanovništva.

U narednom koraku, definišemo funkciju korisnosti mlade populacije. Kako bi se dobila eksplicitna rešenja, primenjena je funkcija korisnosti sa konstantnom relativnom averzijom prema riziku (CRRA funkcija) $u(t) = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}$, gde je $\theta > 0$. Averzija prema riziku definisana je

⁴ Groth, 2015

parametrom θ , koja označava relativnu sklonost ka riziku. Što je veća θ veća je averzija prema riziku investitora. Simbol c , se odnosi na potrošnju privatnih dobara.

Kao i u prethodnom odeljku, radi jednostavnosti, korisnost od javnih dobara ulazi kao aditivna komponenta, tako da ne utiče na marginalnu korisnost potrošnje privatnih dobara. Takođe, pretpostavka modela je da javna dobra ne utiču na produktivnost privatnog sektora.

U jednačini (1.14), prikazan je problem maksimizacije korisnosti mlade populacije, koji biraju optimalni nivo štednje i potrošnje (Groth, 2015) uz dva budžetska ograničenja (period t i period $t+1$). Ovde je bitno istaknuti da se posmatra mlada populacija koja je u trenutku t mlada i radnosposobna, a u trenutku $t+1$ prelazi u staru populaciju i ne zarađuje nikakav dohodak, već žive od štednje $(1+r)s_t$ umanjene za porez τ_2 . Superskript 1 se odnosi na mladu populaciju, a superskript 2 na stariju populaciju.

$$\max U(c_{1t}, c_{2t+1}) = \frac{c_{1t}^{1-\theta}}{1-\theta} + v(G_t) + (1+\rho)^{-1} \left[\frac{c_{2t+1}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + v(G_{t+1}) \right] \quad (1.14)$$

$$\begin{aligned} \text{uz uslov: } c_{1t} + s_t &= w - \tau_1, \\ c_{2t+1} &= (1+r)s_t - \tau_2, \\ c_{1t} &\geq 0, c_{2t+1} \geq 0. \end{aligned}$$

Postoje dve vrste neto poreza, τ_1 za mladu populaciju i τ_2 za stariju populaciju, koji mogu biti negativni, što znači da postoji transfer od mladih ka starijim ili obrnuto. Bitno je istaći da ovi porezi ne zavise od vremena, tako da u svom indeksu nemaju vremenski period na koji se odnose. S obzirom da se analizira problem maksimizacije korisnosti populacije koja je u trenutku t mlada, onda se τ_1 koristi u periodu t , a τ_2 u periodu $t+1$ kada oni pređu u kontigent starije populacije. Simbolom w se označava ukupan dohodak koji zarađuju mladi u trenutku t . Ovaj simbol nema vremensku oznaku u superskriptu, jer mlada populaciju koja se prati u ovom modelu, dohodak zarađuje samo u trenutku t , a u trenutku $t+1$, oni prelaze u kontigent starije populacije koja više ne zarađuje dohotke, već živi od štednje umanjene za poreze. Zbog toga, c_{1t} se odnosi na potrošnju u periodu t mlade populacije, a c_{2t+1} je potrošnja u periodu $t+1$ kada pređu u stariju populaciju. Simbol ρ označava diskontni faktor funkcije korisnosti, a r predstavlja kamatnu stopu štednje stanovništva odnosno cenu intertemporalne razmene životnog ciklusa dohotka stanovništva.

Rešavanjem problema maksimizacije, dobija se uslov prvog reda koji predstavlja Ojlerovu jednačinu:

$$\frac{c_{2t+1}}{c_{1t}} = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right)^{1/\theta} \quad (1.15)$$

gde je $1/\theta$ po definiciji elastičnost supstitucije između mladih i starih, koja je konstantna za CRRA funkciju korisnosti. Ubacivanjem dva budžetska ograničenja (iz jednačine 1.14) u jednačinu (1.15), dobijamo sledeći izraz:

$$\frac{(1+r)s_t - \tau_2}{w - \tau_1 - s_t} = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right)^{1/\theta} \quad (1.16)$$

i rešavanjem po s_t dobija se:

$$s_t = \frac{w - \tau_1 + \left(\frac{1+\rho}{1+r}\right)^{1/\theta} \tau_2}{1 + (1+\rho) \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^{(\theta-1)/\theta}} \equiv s(w, r, \tau_1, \tau_2) \quad (1.17)$$

Ubacivanjem s_t u jednačine potrošnje, dobijamo potrošnju u oba perioda:

$$c_{1t} = w - \tau_1 - s_t = \frac{1+r}{1 + (1+\rho) \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}} \left(w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1+r} \right) \quad (1.18)$$

$$c_{2t+1} = (1+r)s_t - \tau_2 = \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^{1/\theta} \left(w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1+r} \right)$$

Ovo se može predstaviti na sledeći način:

$$\begin{aligned} c_{1t} &= \hat{c}_1(r) h_t \\ c_{2t+1} &= \hat{c}_2(r) h_t \end{aligned} \quad (1.19)$$

gde $\hat{c}_1(r)$ i $\hat{c}_2(r)$ predstavljaju marginalnu sklonost potrošnji:

$$\begin{aligned} \hat{c}_1(r) &= \frac{1+r}{1 + (1+\rho) \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}} \\ \hat{c}_2(r) &= \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)^{1/\theta} \end{aligned} \quad (1.20)$$

dok je h_t bogatstvo mladih, odnosno sadašnja vrednost raspoloživog doživotnog dohotka (dohadak minus porezi) na kraju perioda t .

$$h_t = w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1+r} \equiv h \quad (1.21)$$

Pod datim uslovima, ljudsko bogatstvo je vremenski nezavisno i pretpostavka je da su τ_1 i τ_2 tako definisani da je $h > 0$. Za dato r , potrošnja pojedinca u oba perioda je proporcionalna njihovom bogatstvu, što je svojstveno homotetičkoj funkciji korisnosti.

Ukoliko je $\rho = r$, onda postoji potpuno izravnaje potrošnje, što potvrđuje Ojlerova jednačina (1.15):

$$\frac{c_{2t+1}}{c_{1t}} = 1 \quad (1.22)$$

a marginalna sklonost potrošnji u oba perioda je jednaka (Groth, 2015) i prikazana u jednačini (1.23):

$$\hat{c}_1(r) = \hat{c}_2(r) = \frac{1+r}{2+r} \quad (1.23)$$

Poreski prihodi u periodu t izgledaju na sledeći način:

$$T_t = \tau_1 L_t + \tau_2 L_{t-1} = \left(\tau_1 + \frac{\tau_2}{1+n} \right) L_t \quad (1.24)$$

Ukoliko je inicijalni dug $D_0 = 0$, a budžet je uravnotežen duž cele referentne putanje za svako t , odnosno $T_t = G_t$, onda ubacivanjem jednačine (1.13) dobija se jednačina (1.25).

$$T_t = G_t = G_0(1+n)^t \quad (1.25)$$

Stoga, u referentnoj putanji porezi (τ_1, τ_2) se mogu izraziti na sledeći način:

$$\left(\tau_1 + \frac{\tau_2}{1+n} \right) L_0 = G_0 \quad (1.26)$$

Ukupan broj stanovnika u nultom periodu odnosno na početku vremenskog horizonta je jednak L_0 . Ukupan porez koji plaćaju stanovnici mora biti jednak ukupnoj količini proizvedenih javnih dobara i usluga.

Da bi h bilo veće od 0 ($h > 0$), u jednačini (1.21), G_0 ne sme da bude preveliko.

Konačno, na referentnoj putanji, agregatna privatna potrošnja raste po isto nepromenljivoj stopi po kojoj rastu i BDP i javna potrošnja, a koja je jednaka kamatnoj stopi.

$$C_t = c_{1t} L_t + \frac{c_{2t}}{1+n} L_t = \left(c_{1t} + \frac{c_{2t}}{1+n} \right) L_0 (1+n)^t = C_0 (1+n)^t \quad (1.27)$$

Jednokratno smanjenje poreza

U ovom delu ćemo razmotriti slučaj neočekivanog smanjenja poreza u iznosu x u periodu 0 za svakog pojedinca bez obzira da li je mlad ili star. Takođe, pretpostavka je da je $0 < x < \tau_1$, što znači da smanjenje poreza ne može biti veće od trenutnog nivoa ukupnih poreza. Smanjenje poreza dovodi do rasta fiskalnog deficita u periodu 0 koji je jednak $(L_0 + L_{-1})x$. Ovaj izraz proizilazi iz jednačine (1.26). S obzirom da je budžet inicijalno bio uravnotežen, smanjenje poreza će biti jednako fiskalnom deficitu tj. $\left(\tau_1 + \frac{\tau_2}{1+n} \right) L_0 - \left(\tau_1 - x + \frac{\tau_2 - x}{1+n} \right) L_0$. Sređivanjem ovog izraza dobija se $\left(L_0 + \frac{L_0}{1+n} \right) x$, gde je $\frac{L_0}{1+n} = L_{-1}$.

To implicira da na početku perioda 1 postoji dug koji je jednak smanjenju poreza, odnosno povećanju deficita u periodu 0 u iznosu od:

$$D'_1 = (L_0 + L_{-1})x \quad (1.28)$$

S obzirom da postoji pretpostavka da je kamatna stopa veća od stope rasta stanovništva kao i rasta BDP ($r > n = g_Y$), kako bi država ispunila svoju solventnost, to zahteva rast poreza u budućnosti odnosno sadašnja vrednost budućih poreza jednaka je dugu zemlje na početku perioda 1 (D'_1). Ovo se može postići podizanjem poreza za sve pojedince od perioda 1 pa nadalje u iznosu m . Takođe,

pretpostavka je i da je vlada na vreme najavila povećanje ovog duga u periodu 0. Stoga, m mora da zadovolji sledeći uslov:

$$\sum_{t=1}^{\infty} (L_0 + L_{-1}) (1+n)^t m (1+r)^{-t} = (L_0 + L_{-1})x \quad (1.29)$$

Iz ovog uslova se dobija:

$$m \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^t = x \quad (1.30)$$

Kako je $r > n$, iz pravila beskonačnog geometrijskog niza dobija se sledeći izraz:

$$m = \frac{r-n}{1+n} x \equiv \bar{m} \quad (1.31)$$

Iz jednačine (1.31) se jasno vidi da što je veća kamatna stopa, biće potreban veći rast poreza u budućnosti, jer će dug biti veći. Sa druge strane, što je veća stopa rasta stanovništva (n), biće potreban manji rast poreza po glavi stanovnika u budućnosti, jer će veći broj stanovnika plaćati porez. Konačno, što je veće smanjenje poreza danas (x), to zahteva veći rast poreza u budućnosti.

S obzirom da je ovo model preklapajućih generacija, analizira se uticaj smanjenja poreza tj. rasta fiskalnog deficita na potrošnju tri generacije: starih u trenutku 0, mladih u trenutku 0, i budućih generacija.

Starija populacija u periodu 0

Potrošnja starijih u periodu 0 će sigurno porasti za iznos umanjenja poreza, jer oni neće u budućnosti moći da ih plaćaju.

$$c'_{20} - c_{20} = x > 0 \quad (1.32)$$

Mlađa populacija u periodu 0 i periodu 1

Iz jednačine (1.19), je dobijeno da optimalna potrošnja zavisi od marginalne sklonosti potrošnji $\hat{c}_1(r)$ i bogatstva h_t . Sa iznenadnim smanjenjem poreza u trenutku 0, dolazi i do promene bogatstva u periodu 0 koje iznosi:

$$\begin{aligned} h'_0 - h_0 &= w - \tau_1 + x - \frac{\tau_2 + \bar{m}}{1+r} - \left(w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1+r} \right) \\ &= w - \tau_1 + x - \frac{\tau_2 + \frac{r-n}{1+n}x}{1+r} - \left(w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1+r} \right) \\ &= \left(1 - \frac{r-n}{(1+r)(1+n)} \right) x \end{aligned} \quad (1.33)$$

$$= \frac{1 + (2 + r)n}{(1 + r)(1 + n)} x > 0$$

gde simbol h'_0 označava novo bogatstvo u trenutku 0, a h_0 inicijalno bogatstvo u trenutku 0, što znači da se $h'_0 - h_0$ odnosi na promenu bogatstva.

S obzirom da je efekat na bogatstvo pozitivan, samim tim je i efekat na potrošnju pozitivan u smislu da sa smanjenjem poreza raste potrošnja mladih i u periodu 0 i u periodu 1 kad ostare.

$$\begin{aligned} c'_{10} - c_{10} &= \hat{c}_1(r)(h'_0 - h_0) > 0 \\ c'_{21} - c_{21} &= \hat{c}_2(r)(h'_0 - h_0) > 0 \end{aligned} \quad (1.34)$$

Bogatstvo budućih generacija

Ove generacije ne ostvaruju nikakve benefite od fiskalnog deficita u periodu 0, ali moraju u budućnosti da vraćaju dugove kroz plaćanje većih poreza, tako da njihovo bogatstvo opada u periodu $t = 1, 2, \dots$:

$$\begin{aligned} h'_t - h_t &= h'_1 - h = w - \tau_1 - \bar{m} - \frac{\tau_2 + \bar{m}}{1 + r} - \left(w - \tau_1 - \frac{\tau_2}{1 + r} \right) \\ &= - \left(\bar{m} + \frac{\bar{m}}{1 + r} \right) < 0 \end{aligned} \quad (1.35)$$

Dakle, iz ovoga se može zaključiti da i stari i mladi koji žive u periodu 0, ostvaruju dobitke od smanjenja poreza i rasta fiskalnog deficita, dok su sve buduće generacije u lošijem položaju. Ali s obzirom da raste potrošnja i mladih i starih u periodu 0, može se zaključiti da rikardijanska jednakost ne važi. Drugim rečima, smanjenje državne štednje, neće biti u potpunosti kompenzovano povećanjem privatne štednje, već jednim delom raste i privatna potrošnja. To je zbog toga što buduće generacije neće dobiti veće bogatstvo u nasleđe, kako bi se kompenzovalo povećanje poreza koje je neophodno kako bi vratili nasleđene dugove. Zbog toga nacionalna štednja opada, što je u suprotnosti sa rikardijanskom teorijom.

1.2.3.2 Zaključna razmatranja

Modeli preklapajućih generacija se zasnivaju na činjenici da se poreski obveznici menjaju kroz vreme odnosno, buduće poreze će plaćati i današnja mlađa generacija, ali i neke buduće generacije, dok današnja starija populacija neće biti u tom skupu. Ovde se pretpostavlja da nema perfektnog altruizma između generacija, tako da buduće generacije snose teret većeg trošenja današnjih generacija, ali to se ne mora uvek posmatrati na taj način. Ukoliko bi se u model uključio i tehnički progres, nove generacije bi bile u boljem položaju nego tekuće generacije. Takođe, vrlo je važna struktura javnih rashoda (G). Ukoliko je rast javnih rashoda posledica investicija na primer, u obrazovanje, infrastrukturu i zdravstvo, buduće generacije ostvaruju direktne koristi od ovakvih investicija, tako da je i opravdano da ih delom finansiraju kroz plaćanje većih poreza tokom života

Drugo, vrlo je važan period privrednog ciklusa u kome se neka ekonomija nalazi u trenutku rasta fiskalnog deficita. U gore predstavljenom modelu, pretpostavka je da postoji potpuna iskorišćenost kapaciteta. Međutim, ukoliko se privreda nalazi u fazi recesije, sa visokom stopom nezaposlenosti, a fiskalni deficit ima za cilj da stimuliše agregatnu tražnju (kroz smanjenje paušalnih poreza), efekat može biti drugačiji. Kenzijanci objašnjavaju da u slučaju da se privreda nalazi ispod svog potencijalnog nivoa, fiskalni deficiti utiču na povećanje agregatne potrošnje kroz dobro poznat proces multiplikacije i po njima je to glavni lek za recesiju. Ovo je u suprotnosti sa rikardijanskim pristupom. Druga grupa ekonomista tzv. neoklasičari, u toj situaciji smatraju da smanjenje paušalnih poreza kako bi se podstakla agregatna tražnja, nema nikakvog realnog efekta, jer domaćinstva gledaju u budućnost i pribegavaju tzv. štednji iz predostrožnosti zbog neizvesnosti šta će biti u budućnosti, te stoga povećavaju privatnu štednju. Drugi argument neoklasične škole ekonomije je da sa rastom agregatne tražnje u recesiji koje je podstaknuto fiskalnim deficitom, raste i inflacija, tako da dugoročno nema nikakvog realnog efekta na proizvodnju. Takođe, rast agregatne tražnje dovodi i do rasta kamatnih stopa, što dovodi do istiskivanja privatnih investicija, tako da nema efekta na proizvodnju.

Kenzijanci tvrde da je stimulacija agregatne tražnje kroz povećanje fiskalnih deficita moguća u kratkom roku, dok neoklasičari smatraju da kratak rok traje vrlo kratko i da je stoga taj uticaj zanemarljiv. Poterba & Summers (1987) su pokazali da je kratkoročni efekat fiskalnog deficita na nacionalnu štednju rezultat ograničenja u likvidnosti (tj. kreditnih ograničenja), kratkovidosti pojedinaca i nekih drugih faktora koji mogu dovesti do toga da potrošnja drugačije odreaguje na promenu raspoloživog dohotka nego što predviđa hipoteza o životnom ciklusu dohotka (hipoteza o permanentnom dohotku). Dugoročno, oni tvrde da ne postoji transfer duga odnosno fiskalnog deficita ka budućim generacijama. U literaturi postoje brojni radovi koji analiziraju fiskalne multiplikatore (Baum et al., 2012; Gechert & Will, 2012; Batini et al., 2014) i prema kojima su oni nječeće veći od nule.

Konačno, jedan od glavnih razloga zašto rikardijanska jednakost ne važi u stvarnosti jeste ignorisanje distorzionih poreza, kao što su porez na dohodak ili porez na potrošnju. Ukoliko bi svi porezi bili proporcionalni dohotku, u recesiji, sa padom autputa, došlo bi i do pada poreza. U literaturi je to poznato i kao dejstvo automatskih stabilizatora. Pad poreza u recesiji na ovaj način smanjuje štednju iz predostrožnosti. Na taj način, prelazak na distorzione poreze, omogućava pozitivan efekat bogatstva na potrošnju koji proizilazi iz strukture poreske osnovice.

1.2.4 Veza između rikardijanske jednakosti i spoljne ravnoteže

Veza između rikardijanske jednakosti i tekućeg bilansa temelji se na ideji da je tekući bilans jednak razlici između ukupne štednje (i javne i privatne) i investicija u zemlji. Ako zemlja ima suficit tekućeg bilansa, to implicira da je ukupna štednja veća od ukupnih investicija, dok deficit ukazuje da investicije prevazilaze štednju. Rikardijanska jednakost sugerise da promena javne štednje, nema nikakav efekat na privatnu potrošnju, već samo utiče na privatnu štednju. Ovaj rezultat ukazuje na to da fiskalna politika nema uticaja na spoljnoekonomsku ravnotežu, odnosno da stanje fiskalnog bilansa ne utiče na štednju. Ova formalna veza između rikardijanske jednakosti i spoljne ravnoteže prikazana je u nastavku teksta.

Polazeći od makroekonomskih identiteta, može se izvesti veza između rikardijanske jednakosti i spoljne ravnoteže odnosno stanja tekućeg računa. Konkretno, bruto nacionalni proizvod (BNP) se može predstaviti kao suma dohodaka koji se ostvaruju od proizvodnje privatnih finalnih dobara i usluga (C), privatnih investicija (I), javnih dobara i usluga (G) i izvoza (X). Uvoz (Z) se tretira kao negativna stavka, kako bi se izbeglo dvostruko računanje potrošnih ili investicionih dobara i usluga kupljenih kod kuće, a proizvedenih u inostranstvu.

$$BNP = C + I + G + (X - Z) \quad (1.36)$$

$X-Z$ se odnosi na neto izvoz (NX) uvećan za neto faktorska plaćanja⁵.

Druga osnovna jednačina BNP se zasniva na tome da svaki prihod koji dobiju, pojedinci raspoređuju na četiri načina: jedan deo troše (C), jedan deo štede (S), plaćaju porez (T)⁶ i jedan deo transferišu u inostranstvo (NT)⁷.

$$BNP = C + S + T + NT \quad (1.37)$$

Izjednačavanjem prethodna dva identiteta, dobija se sledeća jednačina:

$$C + I + G + (X - Z) = C + S + T + NT \quad (1.38)$$

S obzirom da se potrošnja javlja na obe strane, ona se može poništiti i sređivanjem ove jedankosti, dobija se konačan izraz:

$$(X - Z) - NT = (T - G) + (S - I) \quad (1.39)$$

Izraz $(X - Z) - NT$, odgovara tekućem bilansu (TB). Tako da jednačinu (1.39), možemo predstaviti na sledeći način:

$$TB = (T - G) + (S - I) \quad (1.40)$$

Drugim rečima, stanje tekućeg računa je jednako razlici privatne štednje i privatnih investicija i saldu fiskalnog bilansa. Bitno je naglasiti da se S odnosi na privatnu štednju, a I na privatne investicije, a da su državne investicije sadržane u fiskalnim rashodima (G). Ukoliko drugačije zapišemo jednačinu (1.40), dobijamo da je tekući bilans jednak razlici nacionalne (privatne+javne) štednje i privatnih investicija.

$$\begin{aligned} TB &= (T - G) + S - I \\ TB &= S^N - I \end{aligned} \quad (1.41)$$

Implikacija rikardijanske jednakosti se bazira na predviđanju da fiskalna politika ne utiče na realnu ekonomiju. Teorija rikardijanske jednakosti postulira da egzogeni rast fiskalnog deficita tj. pad javne štednje, dovodi do jednakog trenutnog povećanja privatne štednje. Prema ovoj teoriji, pojedinci u potpunosti shvataju intertemporalno budžetsko ograničenje države, i razumeju da povećanje fiskalnog deficita podrazumeva povećanje budućih poreza, pa stoga nema uticaj na agregatnu tražnju i BNP. Pad javne štednje ($T - G$) odnosno, rast fiskalnog deficita bi bio kompenzovan rastom privatne štednje (S), jer domaćinstva očekuju veće poreze u budućnosti. U tom slučaju nacionalna štednja

⁵ Neto faktorska plaćanja uključuju prinose na domaću i inostranu aktivu.

⁶ Ovo je neto porez (porezi minus transferi koje država vrši ka stanovništvu)

⁷ Ovde je reč o neto transferima, jer se istovremeno šalje novac i iz inostranstva u domaću zemlju

ostaje nepromenjena, a samim tim i tekući bilans ostaje nepromenjen (jednačina 1.42). Realnost navedenih pretpostavki je diskutovana u odeljku 1.2.2.

$$(T - G) \downarrow = S \uparrow \rightarrow TB \text{ cons} \quad (1.42)$$

Ukoliko važi teorija rikaridijanske jednakosti, to znači da fiskalna politika tj. promena budžetskog bilansa nema nikakvog efekta na tekući bilans, što je u suprotnosti sa većinom empirijskih istraživanja u postojećoj literaturi.

1.2.5 Alternativno tumačenje međuzavisnosti fiskalnog i spoljnog bilansa

Kao što je već objašnjeno u prethodnim poglavljima, u empirijskoj literaturi je bolje potkrepljen konvencionalni pristup, koji se bazira na modelima preklapajućih generacija sa konačnim vremenskim horizontom. Oni sugerišu da smanjenje poreza odnosno povećanje fiskalnog deficita, koje se finansira zaduživanjem, ipak jednim delom dovodi do rasta tekuće potrošnje, ali i do rasta privatne štednje. Zbog toga, nacionalna štednja opada, što vodi rastu realne kamatne stope i istiskivanju domaćih investicija. Sa rastom realne kamatne stope, u maloj otvorenoj privredi, sa savršenom mobilnošću kapitala, dolazi do priliva kapitala u vidu stranih direktnih investicija (SDI) ili kredita, koji dovodi do realne apresijacije deviznog kursa, i konačno pogoršanja tekućeg bilansa. U ovim okolnostima, fiskalni deficit utiče na povećanje deficita tekućeg bilansa, što znači da fiskalna politika značajno utiče na tekući bilans. Ovo je u literaturi poznato kao hipoteza blizanačkih deficita. Hipoteza blizanačkih deficita je empirijska zakonomernost koja je uočena analizirajući fiskalni i tekući deficit na velikom broju zemalja (Darrat, 1988; Mohammadi, 2004; Forte & Magazzino, 2013; Afonso et al., 2022).

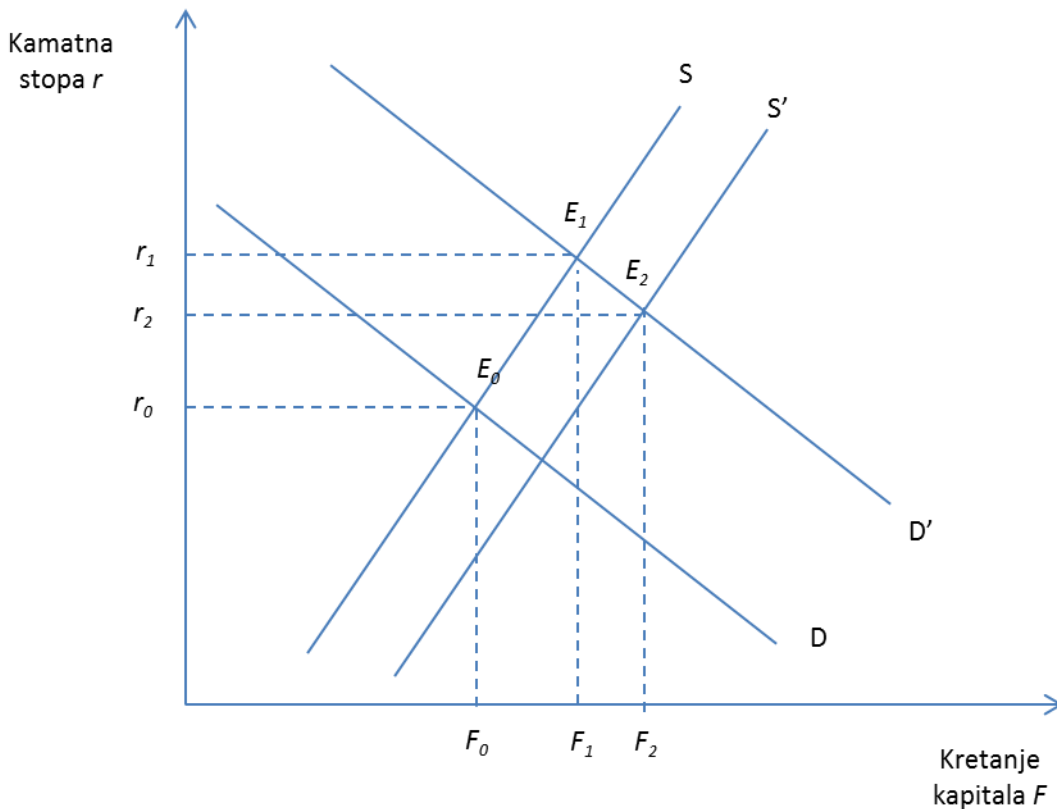
$$(T - G) \downarrow = C \uparrow + S \uparrow \rightarrow S^N \downarrow \rightarrow NX \text{ const} \quad (1.43)$$

Detaljnije analize posledica egzogenog rasta fiskalnog deficita, mogu se prikazati korišćenjem Mandel-Flemingovog modela (Salvatore, 2006). Da bi se lakše ispratio ekonomski lanac uzročnosti fiskalnog deficita ka deficitu tekućeg bilansa u maloj otvorenoj privredi sa fleksibilnim deviznim kursom, preuređuje se jednačina (1.41) u funkcionalni oblik:

$$(G - T) = S(r) - I(r) - TB(e) \quad (1.44)$$

Domaća štednja (S) direktno zavisi od realne kamatne stope (r), dok su realne domaće investicije (I) obrnuto proporcionalne realnoj kamatnoj stopi, a tekući bilans (neto izvoz) je obrnuto proporcionalan realnom deviznom kursu (e) koji je definisan kao cena jedne jedinice domaće valute. Stoga, egzogeno povećanje fiskalnog deficita, može se finansirati kroz povećanje domaće štednje (S), smanjenje privatnih investicija (I), i/ili kroz rast neto tekućeg deficita (TB).

Na grafikonu 1.1, D predstavlja inicijalnu ukupnu domaću tražnju za korišćenje kreditnih sredstava, dok se S odnosi na početnu ukupnu kratkoročnu ponudu sredstava odnosno štednju. Dakle, S predstavlja zbir bruto privatne domaće štednje, plus neto inostrana štednja koja se beleži kao priliv novca u zemlju za dati deficit tekućeg bilansa. Privreda je u početku u ravnoteži u tački E , sa realnom kamatnom stopom r i traženom i ponuđenom količinom sredstava F .



Izvor: Salvatore, 2006

Grafikon 1.1 Fiskalna politika i tržište kapitala

Povećanje fiskalnog deficita pomera liniju D na D' . Pri nepromenjenoj kamatnoj stopi r_0 , javlja se višak tražnje za novcem. Stoga, to dovodi do rasta realne kamatne stope na r_1 , čime se izjednačavaju ponuda i tražnja za novcem u tački F_1 i nova ravnoteža je u tački E_1 . Pritisak na kamatnu stopu je manji, ukoliko se privreda nalazi daleko od svoje pune zaposlenosti, pa ima više prostora za rast BDP-a, kao rezultat fiskalnih stimulusa. Kako se privreda približava punoj zaposlenosti, pritisak na rast kamatne stope raste, što stimuliše privatnu domaću štednju, a istiskuje domaće investicije i podstiče neto priliv kapitala iz inostranstva.

Zbog većih kamatnih stopa u zemlji, raste tražnja za domaćom aktivom stranih investitora, što iziskuje konverziju inostrane valute u domaću valutu, i na kraju rezultira u apresijaciji domaće valute. Apresijacija realnog deviznog kursa dovodi do postepenog povećanja deficita tekućeg računa. Ovo je mehanizam koji omogućava da inostrana štednja dopuni domaću štednju u finansiranju fiskalnog deficita i domaćih investicija. Na grafikonu 1.1, ovo je prikazano postepenim pomeranjem linije S u desno na liniju S' , što rezultira novom tačkom ravnoteže E_2 , kojoj odgovara realna kamatna stopa r_2 i novi nivo raspoloživih sredstava F_2 . Sa prilivom kapitala u zemlju, inicijalno veća realna kamatna stopa r_1 opada i dostiže novu nižu svetsku kamatnu stopu. Slično, i inicijalna apresijacija deviznog kursa i pogoršanje tekućeg bilansa idu ka svom dugoročnom ravnotežnom nivou.

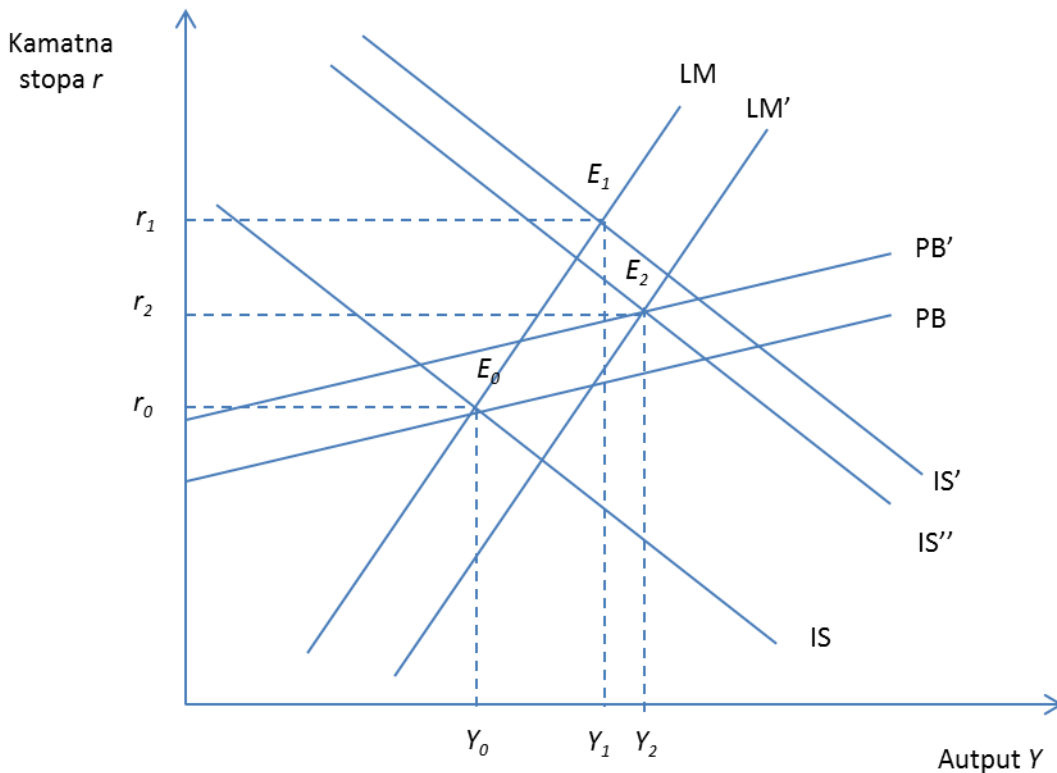
Nekoliko stvari je bitno naglasiti kod ovog prilagođavanja. Prvo, spori odgovor tekućeg bilansa na početnu apresijaciju domaće valute je razlog za inicijalno veliki skok u realnoj kamatnoj stopi i apresijaciju kursa iznad dugoročnog ravnotežnog nivoa tj. prebačaj. Drugo, ukoliko bi došlo

do pada poreza na profit, to bi osim rasta fiskalnog deficita, dovelo i do rasta tražnje za investicijama, što bi inicijalno izazvalo još veći rast realne kamatne stope, pa bi se onda postepeno vraćala na nivo dugoročnog trenda.

Sa druge strane, u nekim situacijama egzogeni rast fiskalnog deficita, u maloj otvorenoj privredi, sa fleksibilnim deviznim kursom, ne mora dovesti do pogoršanja tekućeg bilansa (Salvatore, 2006). Na primer, u recesiji, fiskalni defцити imaju tendenciju rasta, ali neto privatna domaća štednja obično poraste još i više zbog smanjene tražnje za domaćim privatnim investicijama. Štaviše, promene u porezima i rashodima koje su u osnovi fiskalnih deficita, mogu direktno uticati na privatnu domaću štednju i investicije. Ovi efekti bi morali biti procenjeni, da bi se efekat fiskalnog bilansa na tekući bilans mogao pravilno oceniti. Takođe, različiti nivoi mera trgovinske zaštite mogu značajno promeniti odgovor tekućeg bilansa na promenu fiskalnog bilansa.

Mandel-Flemingov model se može koristiti u eksplicitnijoj analizi kratkoročne veze između fiskalnih i tekućih deficita u maloj otvorenoj privredi sa fleksibilnim deviznim kursom. Taj model je prikazan na Grafikon 1.2.

IS kriva pokazuje ravnotežu na robnom tržištu i predstavlja ravnotežne kombinacije realnih kamatnih stopa (r) i autputa (Y). Negativan nagib *IS* krive pokazuje da rast kamatnih stopa dovodi do pada investicija, što dalje pod dejstvom multiplikatora smanjuje autput. *LM* kriva takođe predstavlja kombinacije r i Y , koje prikazuju ravnoteže na tržištu novca. Ravnoteža na tržištu novca implicira da uz datu realnu ponudu novca (M/P), kamatna stopa je rastuća funkcija nivoa autputa. Tražnja za novcem se deli na transakcionu tražnju za novcem, koja raste sa rastom autputa i špekulativnu tražnju za novcem koja opada sa rastom kamatne stope. Pozitivan nagib *LM* krive, proizilazi iz činjenice da sa rastom autputa (Y) raste i transakciona tražnja za novcem, pa kako bi se izjednačio sa ponudom novca koja je fiksna, mora doći do pada špekulativne tražnje za novcem, a to se može desiti samo uz rast kamatne stope. *PB* kriva predstavlja različite kombinacije r i Y gde je platni bilans u ravnoteži za dati nivo deviznog kursa. Drugim rečima, prikazuje kombinacije autputa i kamatnih stopa koje garantuju da je platni bilans održivo finansiran, što znači da obim neto izvoza koji utiče na ukupnu proizvodnju mora biti u skladu sa obimom neto odliva kapitala. Ova kriva ima pozitivan nagib, jer što je veći autput (Y), veći je i uvoz, što će poremetiti ravnotežu platnog bilansa, osim ako se ne povećaju kamatne stope, što prouzrokuje priliv kapitala za održavanje ravnoteže. Međutim, u zavisnosti od mobilnosti kretanja kapitala, ona će imati veći ili manji nagib. Što je veća mobilnost kapitala, kriva je ravnija. Pri savršenoj mobilnosti kapitala, *PB* kriva je horizontalna. Levo od *PB* krive, zemlja je u suficitu, a desno u deficitu platnog bilansa. Promena deviznog kursa ogleda se u pomeranju *PB* krive i to tako što depresijacija deviznog kursa dovodi do pomeranja krive na dole, a apresijacija na gore.



Izvor: Salvatore, 2006

Grafikon 1.2 Ekspanzivna fiskalna politika u maloj otvorenoj privredi

Grafikon 1.2 prikazuje da se inicijalna ravnoteža nalazi u tački E_0 , pri realnoj kamatnoj stopi r_0 i autputu Y_0 . Pretpostavka je da se ravnotežni autput Y_0 nalazi ispod potencijalnog outputa (tj. outputa koji obezbeđuje punu zaposlenost svih faktora) i da vlada sprovodi ekspanzivnu fiskalnu politiku, kako bi stimulisala tražnju. Ekspanzivna fiskalna politika, koja dovodi do povećanja fiskalnog deficita, pomera IS krivu na gore na liniju IS' , i dovodi do nove ravnoteže u tački E_1 . Time se postiže viši autput Y_1 , kao i viša kamatna stopa r_1 . S obzirom da je E_1 iznad linije PB , to znači da je država u sufiticu platnog bilansa, jer rast kamate podstiče priliv kapitala u zemlju. Ovo dovodi do apresijacije deviznog kursa, koji pomera PB krivu na gore na nivo PB' . Apresijacija realnog deviznog kursa, takođe pogoršava stanje na tekućem bilansu, što vraća IS krivu nazad na novi nivo IS'' . Dodatno, apresijacija dovodi i do smanjenja cena uvoznih proizvoda i usluga, što dovodi do pada opšteg nivoa cena, povećavajući realnu ponudu novca, što pomera LM krivu u desno na LM' . Konačno, dugoročno ekonomija se nalazi u tački E_2 , u preseku IS'' , LM' i PB' krive.

Slično kao i kod prethodnog grafikona, kratkoročno dolazi do većeg rasta kamatne stope od dugoročne i do prebačaja deviznog kursa, koje je posle praćeno manjom depresijacijom deviznog kursa. Konačno, realni devizni kurs u dugom roku neto apresira. Ono što se može zaključiti korišćenjem Mandel-Flemingovog modela, je da, ukoliko se autput nalazi ispod potencijalnog nivoa, egzogeni rast fiskalnog deficita, dovodi do rasta kamatne stope, priliva inostranog kapitala, apresijacije deviznog kursa i pogoršanja tekućeg bilansa, čime je pozitivna veza između fiskalnog deficita i deficita tekućeg bilansa teorijski dokazana. Konačan rezultat zavisi i od elastičnosti PB krive, kao i od mnogih drugih faktora, tako da korišćenjem Mandel-Flemingovog modela mogli bi se prikazati i drugačiji rezultati.

Testiranjem međuzavisnosti fiskalnog i tekućeg bilansa, može se zaključiti da li važi teorija rikardijanske jednakosti ili hipoteza blizanačkih deficita. Ukoliko ne postoji statistički značajna povezanost, to potvrđuje rikardijansku teoriju, a ukoliko je veza pozitivna prihvata se hipoteza blizanačkih deficita.

1.3 Pregled literature

Predmet ovog istraživanja je testiranje teorije rikardijanske jednakosti u kontekstu spoljne ravnoteže na primeru zemalja CIE. Empirijske ocene međuzavisnosti fiskalnog i spoljnog bilansa, odnosno testiranje hipoteze blizanačkih deficita, je centralno pitanje u ovom delu istraživanja. Postoji veliki broj empirijskih radova u postojećoj literaturi koji sa aspekta testiranja hipoteze blizanačkih deficita testiraju i validnost teorije rikardijanske jednakosti. Odnosno, postojeća literatura koja se bavi hipotezom blizanačkih deficita, je prvenstveno fokusirana na dva teorijska modela, a to je kenzijanski pristup sa jedne strane, i neoklasični pristup sa druge strane. Hipoteza blizanačkih deficita je u skladu sa kenzijanskim pristupom, dok teorija rikardijanske jednakosti pripada neoklasičnoj ekonomskoj školi.

S obzirom da se ovo istraživanje sastoji iz dva dela (prvi, podrazumeva analizu veze između fiskalnog i tekućeg deficita za grupu zemalja CIE, a drugi pojedinačnu analizu deficita na primeru Srbije), pregled literature možemo podeliti u dve grupe. U prvom delu će se dati pregled analize grupe zemalja koristeći panel analizu podataka, a u drugom druga testiranje hipoteze na primerima pojedinačnih zemalja.

Hipoteza blizanačkih deficita je detaljnije istraživana od sredine osamdesetih godina u SAD (Darrat, 1988; Hutchison & Pigott, 1984; Hutchison & Pyle, 1984; Volcker, 1987). S obzirom na poreklo ovog fenomena, nije iznenađujuće što je polje ranih istraživanja, bilo ograničeno na SAD. Pored toga, dodatna pažnja na ovaj fenomen bila je podstaknuta političkom diskusijom vezanom za kenzijanski pristup vođenja ekonomske politike (Abell, 1990).

Međutim, u prvim godinama svog postojanja, hipoteza o blizanačkim deficitima je prvenstveno bila ignorisana od strane empirijskih istraživača (Abell, 1990). Kasnije, sprovedene studije su uglavnom bile usmerene na pojedinačne aspekte tog odnosa. Određena pažnja bila je usmerena na uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans kroz odnos kamatnih stopa i deviznog kursa (Belongia, 1986; Evans, 1986; Thornton & Batten, 1985).

U narednim godinama, istraživanja su proširena na analizu odnosa fiskalnog i spoljnog bilansa u međunarodnom kontekstu i na direktniji način. Međutim, kontroverza koja još datira iz ranih istraživanja je i dalje ostala. Sve do pred kraj dvadesetog veka, skoro sve empirijske studije su se odnosile na SAD. Krajem dvadesetog veka, empirijska istraživanja su konačno počela da uključuju i druge zemlje u analizu, osim SAD. Takođe, istraživanje hipoteze blizanačkih deficita je vremenom doživelo i postepen razvoj empirijske metodologije. Generalno, postoji tendencija korišćenja dinamičkih modela zbog prilično visoke perzistentnosti oba deficita, što zahteva primenu drugih metoda ocene, kao što je npr. uopšteni metod momenata. Pre toga, zaključci su se pretežno donosili na bazi proste regresije, korišćenjem metode običnih najmanjih kvadrata (ONK). Kod analize pojedinačnih zemalja, uobičajeno se koriste vektorski autoregresioni (VAR) modeli uz Grejndžerov

test uzročnosti. Takođe, zaključci ranijih istraživanja su često bili bazirani na modelima koji samo uključuju tekući i fiskalni bilans, ili eventualno jednu do dve kontrolne promenljive, zanemarujući važne determinante tekućeg bilansa. Rezultati novijih istraživanja se izvode na bazi složenijih modela, kako bi se postigla veća pouzdanost.

1.3.1 Pregled literature panel analize podataka

Empirijska analiza zasnovana na panel analizi grupe zemalja, u isto vreme modelira i zajedničke i individualne karakteristike zemalja i daje uopštene rezultate za celu grupu zemalja. Takođe, panel obično sadrži više informacija, u odnosu na pojedinačne podatke, što je posebno važno kod zemalja u razvoju, jer se one suočavaju sa ograničenjima dužine vremenskih serija godišnjih podataka.

Većina istraživanja blizanačkih deficita, pre 2010. godine nije uzimala u obzir dinamičku komponentu modela, već su se primenjivali obični panel modeli sa fiksnim efektima. U većini ovih analiza, pogotovu za razvijene zemlje, potvrđena je hipoteza blizanačkih deficita. Blanchard & Giavazzi (2002) su na uzorku OECD zemalja (bez CIE, Luksemburga, Meksika i Turske), zemalja EU i EMU takođe potvrdile hipotezu blizanačkih deficita koristeći panel podatke sa dve kontrolne promenljive (realni rast BDP-a i koeficijent održavanog stanovništva). Koristeći vektorski autoregresioni panel model, Beetsma et al. (2008) su u zemljama EMU, utvrdili da rast državnih rashoda od 1% BDP-a, dovodi do pogoršanja trgovinskog bilansa od 0,5% BDP-a, odbacujući rikardijansku teoriju. Interesantno je da, iako u literaturi obično svi tretiraju spoljnotrgovinski bilans kao jednu promenljivu, oni su posebno uključili u model izvoz, a posebno uvoz kao udeo BDP-a. Npr. Mohammadi (2004) je na uzorku 63 zemlje (20 industrijskih zemalja i 43 zemlje u razvoju) dobio statistički značajnu pozitivnu vezu između fiskalnog i tekućeg bilansa, potvrđujući blizanačke deficite. Dodatno, oni su ispitivali da li način finansiranja javne potrošnje utiče na tekući deficit. Rezultati istraživanja su pokazali da povećanje javne potrošnje utiče na veće pogoršanje spoljnog deficita ukoliko se finansira zaduživanjem (izdavanjem obveznica) nego trenutnim povećanjem poreza. Ovo je u suprotnosti sa teorijom rikardijanske jednakosti. U analizi je korišćen statički panel model sa fiksnim efektima, koji uključuje i kontrolne promenljive: realni devizni kurs, rast realnog dohotka i rast novčane mase.

Nekoliko kasnijih istraživanja za evropske zemlje sadrže rezultate prema kojima se čini da su rezultati istraživanja podložni nedoslednostima. Aristovnik & Djurić (2010), analizirajući zemlje članice EU, kao i zemlje kandidate, u periodu od 1995. do 2008. godine odbacili su hipotezu blizanačkih deficita, i potvrdili teoriju rikardijanske jednakosti. Ekonometrijska analiza je urađena primenom dinamičkog panel modela. S obzirom da uzorak sadrži više analiziranih zemalja nego broj godina posmatranja, korišćen je metod ocene običnih najmanjih kvadrata sa korigovanim standardnim greškama u panelu (OLS-PCSE). Model je obuhvatio i investicije, realni efektivni devizni kurs, kao i rast realnog BDP-a kao kontrolne promenljive. Još jedna studija je analizirajući zemlje EU, ali u dužem vremenskom periodu (1995-2018), pokazala da ne postoji dugoročna veza ova dva deficita (Josifidis et al., 2021). Međutim, analizirajući pojedinačne zemlje utvrdili su da ipak u većini članica važi hipoteza blizanačkih deficita.

Sa druge strane, (Forte & Magazzino, 2013) su na uzorku 33 evropske zemlje (1970 – 2010. godine), potvrdili hipotezu blizanačkih deficita. Konkretno, ocena dinamičkog panel modela je pokazala da smanjenje fiskalnog bilansa za 1% BDP-a, dovodi do pogoršanja tekućeg bilansa za 0,37% BDP-a. Podelivši uzorak na dva dela, pokazali su da je taj uticaj značajno veći kod zemalja koje se suočavaju sa visokim deficitima tekućeg bilansa (iznad 2% BDP-a) u odnosu na zemlje sa niskim deficitima (ispod 2% BDP-a). Ovi isti autori su dve godine kasnije, za isti vremenski period, u zemljama Evropske monetarne unije (EMU), prikazali različite rezultate u zavisnosti od ekonometrijskih tehnika koje su primenjene. Naime, ocene dobijene korišćenjem *Anderson* i *Hsiao* pristupa dvostepenih najmanjih kvadrata dinamičkog panel modela potvrđuju blizanačke deficite, dok ocene dobijene primenom uopštenog metoda momenata (GMM) su u skladu sa rikardijanskom jednakošću (Forte & Magazzino, 2015). Takođe, u oba modela su uključene i kontrolne promenljive: realni devizni kurs, inflacija, realni rast dohotka. Afonso & Coelho (2022) su u 28 zemalja EU (1996-2019), primenom standardne panel analize sa fiksnim efektima, dobili da povećanje budžetskog deficita kao udeo u BDP-u za 1 procentni poen dovodi do pogoršanja tekućeg deficita za 0,318 procentnih poena kao udeo u BDP-u, potvrđujući blizanačke deficite.

Testiranje hipoteze o blizanačkim deficitima je takođe doživeo postepen razvoj u pogledu analize različitih ekonomskih stanja, koji mogu uticati na odnos između ova dva deficita. Jedno od najnovijih istraživanja razmatra **uticaj fiskalnih institucija** na vezu ova dva deficita, na uzorku 63 zemlje u periodu 1985 - 2015. godine (Afonso et al., 2022). Oni su pokazali da hipoteza blizanačkih deficita važi, naročito kod dobro osmišljenih fiskalnih pravila, kada se uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans povećava. Jasno definisana fiskalna pravila kod trošenja javnih sredstava, čvrsto fiskalno pravilo budžetskog bilansa, kao i postojanje nezavisnog tela (fiskalnog saveta) utiče na poboljšanje tekućeg bilansa. Sa druge strane, uključivanje fiskalnih pravila u listu regresora smanjuje efekat fiskalnog bilansa na tekući bilans. S tim u vezi, oni smatraju da u zemljama gde postoje čvrsta fiskalna pravila, fiskalna konsolidacija ima zanemarljiv uticaj na ublažavanje spoljnih deficita i da je pogrešna politika definisanja pragova deficita tekućeg računa, kao što stoji u smernicama EU, već je fokus na fiskalnim pravilima. Pored ova dva bilansa, uključili su i veliki broj kontrolnih promenljivih: koeficijent izdržanog stanovništva, relativni dohodak, rast BDP-a, neto finansijsku aktivu, neto izvoz nafte, odnose razmene. Koristili su različite ekonometrijske metode ocene parametara, kao što je sistemski GMM i metod instrumentalnih promenljivih koji su predložili *Anderson* i *Hsiao*. Još jedno novije istraživanje Afonsa & Coelho (2022), je pokazalo da je kod prodesničarskih vlada uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans blaži u poređenju sa levičarskim vladama gde je taj uticaj jači. Istraživanje je rađeno na uzorku 28 zemalja EU u periodu 1996-2019. godine. Takođe, njihova analiza je pokazala da je pozitivan uticaja fiskalnog bilansa na saldo tekućeg računa veći u zemljama koje su izvan Evrozone, zemljama sa visokim fiskalnim deficitima i zemljama sa niskim izvozom.

Nickel & Vansteenkiste (2008) su na uzorku 22 industrijske zemlje u periodu od 1981. do 2005. godine, ispitivali postojanje blizanačkih deficita u zavisnosti od **visine javnog duga** u odnosu na BDP. Rezultati pokazuju, da je za zemlje čiji je udeo duga u BDP-u ispod 90%, odnos između fiskalnog i tekućeg bilansa pozitivan, odnosno važe blizanački deficiti, dok je za zemlje sa veoma visokim učešćem duga taj odnos statistički neznačajan. Ovaj rezultat sugerise da se domaćinstva u zemljama sa vrlo visokim nivoima duga ponašaju rikardijanski. Primenom istog modela na 11 najvećih zemalja Evrozone, dobili su nešto niži prag, a to je nivo od 80%, što nam sugerise da su evropljani senzitivniji na rast javnog duga. Slično istraživanje, na uzorku od 14 zemalja EU u periodu od 1995 - 2012. godine, sproveli su Šuliková & Tykhonenko (2017) i dobili da na nivou duga do 40%

BDP-a, postoji blizanačka divergencija deficita odnosno negativna veza. Od 40% do čak 96,6% duga važe bliznački deficiti, a preko toga rikardijanska jednakost. Obe ove analize, koristile su dinamički panel model sa pragom koji je predložio Hansen (Hansen, 1999) i veliki broj kontrolnih promenljivih. Takođe, i Afonso et al. (2022) su u svom istraživanju dobili da se uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans eliminiše na visokim nivoima javnog duga (Rikardov efekat).

Istraživanje sprovedeno na uzorku arapskih zemalja u periodu od 1975. do 2010. godine je pokazalo da postoji razlika u vezi ova dva deficita u zavisnosti da li su zemlje **izvoznice ili uvoznice nafte** (Eldemerdash et al., 2014). Analiza zasnovana na primeni VAR modela u panelu i Grejndžerovog testa uzročnosti, je potvrdila hipotezu blizanačkih deficita kod zemalja izvoznica nafte, dok je kod uvoznica nafte ta veza neznačajna, potvrđujući rikardijansku jednakost. Uključene su i mnogobrojne kontrolne promenljive, kao što su otvorenost zemlje za trgovinu, odnosi razmene, strane direktne investicije (SDI), rast BDP-a, bruto investicije, bruto domaća štednja i stopa rasta novca.

U nekoliko radova je dobijeno da hipoteza blizanačkih deficita ne važi u **periodima recesije** (Afonso et al., 2022; Afonso & Coelho, 2022). Afonso & Coelho (2022) su u 28 zemalja EU (1996 – 2015), čak uočili, da veza između fiskalnog i tekućeg deficita postaje asimetrična u periodu finansijske krize, pre svega zbog jako velikog uticaja finansijske krize na pogoršanje tekućeg bilansa. Nakon 2010. godine, fiskalni bilans počinje opet pozitivno da utiče na tekući bilans.

Postoji i solidan broj radova koji umesto konsolidovanog fiskalnog bilansa, analiziraju vezu između **ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa** i tekućeg bilansa. Cilj ovih analiza je da se isključe efekti automatskih stabilizatora, odnosno deo fiskalnih rezultata koja isključivo zavise od faze privrednog ciklusa, odnosno da se uzmu u obzir samo diskrecione mere fiskalnih vlasti. Koristeći dinamičke panel podatke 17 industrijskih zemalja, Bluedorn & Leigh (2011) su pokazali da ciklično prilagođeni fiskalni deficit utiče na deficit tekućeg računa i taj uticaj iznosi 0,6% BDP-a. Glavni nedostatak ove analize je što uzimaju u obzir samo ove dve promenljive, bez uključivanja kontrolnih promenljivih. Sličan rezultat su dobili i Breuer & Nam (2020) na uzorku 23 OECD zemlje, koristeći ciklično prilagođeni fiskalni deficit koji je izračunat na bazi nove strategije prilagođavanja cikličnim efektima. Oni su takođe koristili dinamički panel model, bez kontrolnih promenljivih i dobili još jaču vezu na uzorku zemalja EMU. Ovde je važno napomenuti da su koristili prve diference ova dva deficita.

S obzirom na raznovrsnost nalaza dobijenih istraživanjem blizanačkih deficita u različitim okruženjima, uzimao se i nivo razvijenosti koji je specifičan za određenu grupu zemalja. Razdvajanje zemalja na razvijene i na zemlje u razvoju ili tranzicione zemlje, je pratilo više istraživača širom sveta. Kao što je prikazano u prethodnom delu teksta, većina studija koje koriste panel analizu podataka, se odnosi na razvijene zemlje, ili na veću grupu zemalja koje uključuju i razvijene zemlje i zemlje u razvoju (Afonso et al., 2022). Posebna analiza zemalja u razvoju, je pre svega obuhvaćena pojedinačnom analizom zemalja, dok je mali broj radova koji ih analiziraju koristeći panel podatke.

Jedno od većih istraživanja na uzorku od 114 zemalja u razvoju (1995-2015) sprovedli su istraživači iz Međunarodnog monetarnog fonda, Furceri & Zdzienicka (2020), koji su koristeći VAR model u panelu, pokazali da iznenadno poboljšanje fiskalnog bilansa od 1% BDP-a, utiče na poboljšanje tekućeg bilansa od 0,8% BDP-a i time potvrdili blizanačke deficite. Ovaj efekat ima tendenciju rasta tokom recesije, u zemljama koje su otvorenije za trgovinu, u zemljama koje vode

čvršću politiku deviznog kursa i imaju niži inćijalni nivo javnog duga kao udeo u BDP-u. Dodatno, oni su pokazali da kratkoročno prilagođavanje tekućeg računa na fiskalnu konsolidaciju uglavnom nastaje smanjenjem investicija. Œen & Kaya (2018) su ispitivali validnost hipoteze blizanaćkih deficita koristeći *bootstrap* panel Grejndžerovu analizu uzročnosti na godišnjim panel podacima za šest postkomunistićkih zemalja (Rusija, Poljska, Ukrajina, Rumunija, Āeska i Mađarska) u periodu od 1994. do 2015. godine. S obzirom da nisu uspeli da nađu uzročnost između dva deficita, odbacili su kenzijanski pristup i prihvatili teoriju rikardijanske jednakosti. Afonso et al. (2022) su analizirajući odvojeno grupu od 12 zemalja u razvoju, dobili divergenciju fiskalnog i tekućeg deficita u prisustvu fiskalnog saveta. Sa druge strane, su pokazali da su blizanaćki deficiti prisutniji kod zemalja sa nižim dohocima, većim spoljnim dugom i fiksnim deviznim kursom.

Literatura za **zemlje centralne i istoćne Evrope (CIE)** je prilićno skromna i većina tih istraživanja je rađena na pojedinaćnim zemaljama, pa će šira analiza biti obuhvaćena u narednom odeljku. Œto se tiće panel analiza podataka, među prvima su Ganchev et al. (2012) na uzorku zemalja CIE, ali samo ćlanica EU, u periodu od 1998. do 2009. godine, utvrdili statistićki znaćajnu, ali slabu vezu između ova dva deficita. U svojoj analizi koristili su statićki panel sa fiksnim efektima bez ukljućivanja kontrolnih promenljivih. Dodatno, primenom VAR modela i Grejndžerovog testa uzročnosti, utvrdili su uzročnost od tekućeg bilansa ka fiskalnom bilansu. Ovakav rezultat su dobili i Obadic et al. (2014) koji su na primeru Bugarske, Rumunije, Poljske i Hrvatske (1999 - 2011. godine) pokazali da u poreskim sistemima u kojima dominiraju indirektni porezi, pogoršanje tekućeg bilansa vodi rastu poreskih prihoda zbog povećanog uvoza i potrošnje. To implicira da rast tekućeg deficita vodi rastu fiskalnog suficita, što nije u skladu ni sa hipotezom o blizanaćkim deficitima niti sa rikardijanskom jednakošću. Analiza Grubišić et al. (2018) koja je obuhvatila 16 zemalja CIE ukljućujući i BiH i Crnu Goru, u periodu od 1999. – 2012. godine, koristeći GMM metod ocene parametara dinamićkog panel modela (*Arellano-Bond* pristup), nije dobila statistićki znaćajnu vezu između fiskalnog i tekućeg bilansa, što nije u skladu sa oćekivanjima za ovu grupu zemalja.

Analizom obimne empirisjke literature, u skoro svim radovima potvrđena je hipoteza blizanaćkih deficita, a odbaćena teorija rikardijanske jednakosti. To znaći da rast fiskalnih deficita, ne utiće samo na povećanje privatne štednje, i ne dovodi do nultog efekta na agregatnu tražnju i tekući bilans kao što tvrdi toerija rikardijanske jednakosti. Fiskalni deficiti nedvosmisleno utiću na odluke o privatnoj potrošnji, tako što dolazi do povećanja agregatne tražnje, što smanjuje nacionalnu štednju, i samim tim dovodi do deficita tekućeg bilansa. Međutim, i u okviru blizanaćkih deficita, znak i velićina uticaja fiskalnog bilansa na tekući bilans često varira od studije do studije. Videli smo da uvođenje nekih relevantnih faktora u skup determinanti tekućeg bilansa, mođe znaćajno promeniti uticaj budžetskih deficita na spoljne deficite (Afonso et al., 2022). Takođe, postoje odrećeni dokazi da rikardijanska jednakost važi pri vrlo visokim nivoima javnog duga.

1.3.2 Pregled analize pojedinaćnih zemalja

Najveći broj empirijskih studija fokusira se na analize odnosa vremenskih serija fiskalnog i tekućeg bilansa pojedinaćnih zemalja. Analiza pojedinaćnih zemalja omogućava dublju analizu koristeći fleksibilinije ekonometrijske metode istraživanja. Kao što je u uvodu ovog poglavlja napomenuto, prvi radovi na temu blizanaćkih deficita se vezuju za SAD, dok su kasniji radovi obuhvatili širu grupu

zemalja i analize se već uveliko sprovode na svim zemljama sveta. Ekonometrijske tehnike koje se najviše koriste kod analize pojedinačnih zemalja su vektorski autoregresion (VAR) model, test kointegracije i Grejndžerov test uzročnosti. Takođe, većina ovih analiza ne uključuje kontrolne promenljive.

Volcker (1987) je bio jedan od prvih autora koji je analizirao vezu između fiskalnog i spoljnog deficita u SAD. On je prvi objasnio mehanizam kroz koji fiskalni deficiti utiču na deficite tekućeg računa u SAD. Po njemu, s obzirom na visok budžetski deficit u SAD, realne kamatne stope rastu kao rezultat prilično niskih stopa štednje u SAD. Sa druge strane, visoke kamatne stope privlače strane direktne investicije, koje iako povoljno utiču na fiskalni bilans, dovode do apresijacije dolara, što zauzvrat pogoršava tekući bilans. Neke studije su se više fokusirale na tradicionalne makroekonomske veze, kao što su razlike u relativnim stopama rasta domaće tražnje SAD i glavnih trgovinskih partnera SAD. Krugman et al. (1987) su zaključili da je spor rast tražnje u inostranstvu u poređenju sa SAD doveo do rasta trgovinskog deficita, nezavisno od deviznog kursa. Darrat (1988) je koristio Grejndžerovu uzročnost, u periodu od 1960. do 1984. godine, samo delimično potvrdio tvrdnju da je rast fiskalnog deficita doveo do eskalacije tekućih deficita u SAD. Potvrdio je uzročnost od fiskalnog deficita ka tekućem deficitu, ali je pružio i dokaze o obrnutoj uzročnosti. Zietz & Pemberton (1990) su na bazi simultanih jednačina, koristeći metod dvostepenih najmanjih kvadrata, zaključili da fiskalni deficiti utiču na trgovinske deficite, pre svega, kroz uticaj na domaću apsorpciju i dohodak, a ne kroz veće kamatne stope i devizne kurseve. Rezultati simulacije modela ukazuju na snažan efekat budžetske politike na neto izvoz, pre svega kroz efekat domaće apsorpcije na uvoz. Uprkos značajnom uticaju fiskalne politike na neto izvoz, Zietz i Pemberton su zaključili da manje od polovine trgovinskih deficita iz 1980-ih godina može biti objašnjeno vladinom politikom. Sa druge strane, Dewald & Ulan (1989) zaključuju da ne postoji veza između realnog tekućeg bilansa i realnog fiskalnog bilansa, već samo postoji relacija između nominalnih veličina. Oni to pripisuju iluziji novca, pozivajući se na činjenicu da nominalne vrednosti deficita ne uključuju efekte inflacije. Zbog toga, najveći broj radova u literaturi ispituje ovu vezu koristeći učešće tekućeg odnosno fiskalnog bilansa u BDP-u.

Većina istraživanja analizira grupe **pojedinačnih zemalja koje obuhvataju i razvijene zemlje i zemlje u razvoju**. Khalid & Guan (1999) su u periodu od 1950. do 1994. godine, analizirajući nekoliko razvijenih zemalja i zemalja u razvoju pokazali da hipoteza blizanačkih deficita važi u većini tih zemalja (SAD, Francuska, Egipat, Meksiko, Indonezija i Pakistan), dok u Engleskoj i Australiji važi teorija rikardijanske jednakosti. Obostrana veza između ova dva deficita pronađena je u Kanadi i Indiji. Koristeći tehnike kointegracione analize, rezultati ne odražavaju nikakvu dugoročnu vezu između ova dva bilansa u grupi razvijenih zemalja, dok u grupi nerazvijenih zemalja se ne može odbaciti takva veza. Salvatore (2006), je takođe, na uzorku G-7 zemalja, pokazao da važi hipoteza blizanačkih deficita u periodu 1973 – 2005. godine. Njegova analiza se zasniva na dinamičkoj regresiji, ciklično prilagođenom fiskalnom bilansu, uz jednu kontrolnu promenljivu. Sa druge strane, Piersanti (2000) je na primeru većine OECD zemalja, dokazao hipotezu blizanačkih deficita u svim zemljama u periodu od 1970 – 1997. godine. Takođe, analizirajući 20 razvijenih zemalja i zemalja u razvoju (1969 – 1998) pomoću Grejndžerovog proširenog testa uzročnosti koji su razvili Toda & Yamamoto (1995), Kouassi et al. (2004) su potvrdili blizanačke deficite samo u Italiji i Izraelu, dok je u većini ostalih zemalja prihvaćena teorija rikardijanske jednakosti.

Jedan od zanimljivijih radova iz ove grupe zemalja, odnosi se na analizu uticaja fiskalnog deficita i kamatne stope na bilans tekućeg računa, koristeći konitegracionu analizu sa **promenom režima** (Daly & Siddiki, 2009). Istraživanje koje je rađeno na uzorku od 23 OECD zemlje, je potvrdilo dugoročnu vezu između ove tri promenljive u 13 zemalja, sa napomenom da je taj broj daleko manji ukoliko se isključi promena režima.

„**Divergenciju blizanačkih deficita**“ su dobili S. Kim & Roubini (2008) analizirajući podatke u SAD u periodu plivajućeg režima deviznog kursa (1973 – 2004. godine), koristeći kvartalne podatke. Primenom vektorskog autoregresionog modela i funkcije impulsnog odziva posmatrali su međuzavisnost realnog BDP-a, ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa, tekućeg bilansa, realne tromesečne kamatne stope i realnog deviznog kursa. Rezultati ukazuju da šok u fiskalnom deficitu vodi poboljšanju tekućeg bilansa i trajnoj depresijaciji deviznog kursa, i to poprilično perzistira. Ovi rezultati nisu u skladu sa onim što teorija predviđa, ni sa hipotezom blizanačkih deficita niti sa teorijom rikardijanske jednakosti. Koristeći generalni metod dekompozicije varijanse greške predviđanja, došli su do zaključka, da je ovaj šok u fiskalnom deficitu, ustvari rezultat šoka u realnom BDP-u. Dodatno, su istražili kako reaguje svaka komponenta tekućeg bilansa u jednačini nacionalnih računa. Naime, šok budžetskog deficita, dovodi do rasta privatne štednje ali manje nego što je rast deficita, i manjim delom rasta privatne potrošnje. Dodatno, realna kamatna stopa raste, što istiskuje investicije. Povećanje privatne štednje, zajedno sa smanjenjem investicija nadmašuje rast budžetskog deficita u kratkom roku, što vodi poboljšanju tekućeg računa u kratkom roku.

Što se tiče **azijskih i afričkih zemalja**, tu takođe donimira hipoteza blizanačkih deficita. C.-H. Kim & Kim (2006) su u Korei (1970-2003) primenom *Toda-Yamamoto* pristupa Grenjdžerovog testa uzročnosti, utvrdili jednostranu pozitivnu vezu i to od deficita tekućeg bilansa ka deficitu fiskalnog bilansa. Pored toga, Baharumshah et al. (2006) su pomoću VAR modela i dekompozicije varijanse greške predviđanja, identifikovali dugoročnu pozitivnu vezu između ova dva bilansa u četiri azijske zemlje na kvartalnim podacima. Što se tiče uzročnosti, za Maleziju i Filipine utvrđena je obostrana veza, na Tajlandu je smer u skladu sa kejnzijanskim pristupom, dok je u Indoneziji utvrđena veza samo od tekućeg ka fiskalnom deficitu. Slično njemu, Ogbonna (2013) je u Nigeriji u periodu od 1960. do 2011. godine, takođe, koristeći kompleksni VAR model i model sa korekcijom ravnotežne greške, potvrdio hipotezu blizanačkih deficita u dugom roku, dok u kratkom roku nije pronašao nikakvu vezu.

Čini se da studije u manje razvijenim **zemljama Evropske unije** daju divergentne rezultate. Naime, Algieri (2013) je analizirajući grupu zemalja EU sa slabijim ekonomskim performansama (Grčka, Italija, Irska, Portugalija i Španija) tj. tzv. GIIPS zemlje, potvrdio teoriju rikardijanske jednakosti. Istraživanje je obuhvatilo kvartalne podatke za period od 1980. do 2012. godine, koristeći Grejndžerov test uzročnosti tj. *Toda-Yamamoto* pristup. Sa druge strane, Trachanas & Katrakilidis (2013) su za istu grupu zemalja i sličan vremenski period posmatranja (1971 – 2009. godine), dozvoljavajući prisustvo strukturnih lomova i asimetrije (promenu režima), potvrdili hipotezu blizanačkih deficita. Jedno od prvih istraživanja koje analizira neku pojedinačnu zemlju je sproveo Vamvoukas (1999) za Grčku i na osnovu testa kointegracije i modela sa korekcijom ravnotežne greške potvrdio blizanačke deficite i u dugom i u kratkom roku. Nikiforos et al. (2015) je potvrdio blizanačke deficite, ali je koristeći Grejndžerov test uzročnosti, na kvartalnim podacima u periodu od 1980. do 2010. godine, pokazao da smer uzročnosti ide od tekućeg deficita ka budžetskom deficitu. Magazzino (2012) za Italiju (1970 – 2010. godine), nije dobio dugoročnu vezu između ova dva

bilansa, ali je na osnovu Grejndžerovog testa uzročnosti, pokazao da kratkoročno deficit tekućeg bilansa uzrokuje deficit fiskalnog bilansa.

Istraživanja za **zemlje CIE** pretežno se odnose na pojedinačne analize nekoliko zemalja iz ove grupe, a rezultati nisu jednoznačni. Tako, Obadić et al. (2014) su za Bugarsku, Hrvatsku, Poljsku i Rumuniju, u periodu od 1999. do 2011. godine, dobili divergenciju deficita odnosno negativnu vezu između fiskalnog i budžetskog deficita. Koristeći kvartalne podatke, primenom VAR modela bez uključivanja kontrolnih promenljivih, izabrali su ovu grupu zemalja jer imaju visoko učešće indirektnih poreza u poreskoj strukturi, i to smatraju glavnim razlogom ove negativne veze. Dok u istraživanju koje uključuje Bugarsku, Letoniju, Litvaniju, Poljsku, Rumuniju, Srbiju i Sloveniju (1990 -2013), nije pronađena nikakva veza između ova dva deficita, osim za Bugarsku. (Tosun et al., 2014). Ekonometrijska tehnika koja je korišćena u ovom istraživanju su autoregresioni modeli raspoređenih docnji (ARDL), a analiza ne uključuje druge promenljive. Turan & Karakas (2018) su na bazi nelinearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (NARDL) i kvartalnih podataka (1999 - 2016), u dugom roku, potvrdili hipotezu blizanačkih deficita u Češkoj, Mađarskoj i Slovačkoj, dok u Poljskoj i Rumuniji ta veza ide od tekućeg deficita ka fiskalnom deficitu. U Sloveniji i Hrvatskoj nije pronađena dugoročna veza između ova dva bilansa, što je u skladu sa teorijom rikardijanske jednakosti. U Hrvatskoj je identifikovana samo kratkoročna pozitivna veza između fiskalnog i tekućeg deficita. Matę (2019) je sproveo istraživanje u Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj koristeći VAR model i test kointegracije. U Poljskoj nije dobio ni dugoročnu ni kratkoročnu vezu između deficita, prihvatajući rikardijansku jednakost, dok je u Češkoj i Mađarskoj dobio pozitivnu vezu, s tim što u Mađarskoj ta veza ide od tekućeg deficita kao fiskalnom deficitu.

Na osnovu svih ovih analiza, primećuje se da su sva istraživanja u literaturi koja se odnose na analizu pojedinačnih zemalja pretežno bila fokusirana na utvrđivanje veze između ova dva deficita, bez uključivanja kontrolnih promenljivih, naročito u zemljama CIE.

Konačno, ispitivanje blizanačkih deficita u **Srbiji**, u dosadašnjoj literaturi skoro i da ne postoji. Tosun et al. (2014) su u okviru svog istraživanja obuhvatili i Srbiju, i na kvartalnim podacima u periodu od 2003. do 2010. godine, nisu pronašli dugoročnu vezu između dva deficita. Međutim, Zildžović (2015) je analizirajući determinante tekućeg bilansa pomoću tehnika modelskog uprosečavanja, dobio da smanjenje fiskalnog deficita ima pozitivan efekat na poboljšanje tekućeg bilansa, što je u skladu sa hipotezom blizanačkih deficita.

1.4 Ekonometrijski model za testiranje rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita

1.4.1 Osnovni model

U literaturi se mogu pronaći dva načina za testiranje teorije rikardijanske jednakosti. Prvi način je direktan i bazira se na oceni jednačine potrošnje (Bernheim, 1987b), a drugi je preko testiranja veze između fiskalnog i tekućeg bilansa odnosno testiranja blizanačkih deficita što je predmet ovog dela disertacije. Jednačina privatne potrošnje koja je pogodna za testiranje rikardijanske jednakosti ima oblik:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 (T_{it} - G_{it} - r_{it} D_{it}) + \beta_3 G_{it} + \beta_4 D_{it} + \beta_5 W_{it} + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.45)$$

gde je C_{it} privatna potrošnja u zemlji i ($i = 1, \dots, N$), u periodu t ($t = 1, \dots, T$), Y_{it} je nacionalni dohodak, T_{it} su poreski prihodi, G_{it} su državni rashodi, D_{it} je dug, W_{it} je privatno bogatstvo, r_{it} je kamatna stopa, Z_{it} je vektor ostalih egzogenih (kontrolnih) promenljivih, a ε_{it} je stohastička slučajna greška modela sa osobinama $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Izraz $(T_{it} - G_{it} - r_{it} D_{it})$ predstavlja fiskalni bilans. Nulta hipoteza koja je u skladu sa teorijom rikardijanske jednakosti je da je koeficijent $\beta_2 = 0$ i u skladu je sa pretpostavkom da promenljivost fiskalnog bilansa nema efekta na potrošnju.

Međutim, kao što je ranije napomenuto, ovaj deo disertacije, ima za cilj da kroz analizu uticaja fiskalne politike na tekući račun, proveri važenje teorije rikardijanske jednakosti ili potvrdi hipotezu blizanačkih deficita. Kao što je već objašnjeno u poglavlju 1.2, teorija rikardijanske jednakosti podrazumeva da je pad javne štednje ($T - G$) praćen jednakim povećanjem privatne štednje (S) ili smanjenjem privatnih investicija. Iz ovoga sledi, da nacionalna štednja i bilans tekućeg računa ostaju nepromenjeni. Nasuprot tome, prema hipotezi blizanačkih deficita, pad javne štednje, dovodi i do pada nacionalne štednje i povećanja zaduživanja u inostranstvu, što za posledicu ima deficit tekućeg računa. Stoga, empirijski model koji obuhvata suštine karakteristike obe teorije je testiranje blizanačkih deficita uz kontrolu ostalih faktora:

$$TB_{it} = \alpha_i + \beta FB_{it} + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.46)$$

gde je TB_{it} tekući bilans za zemlju i ($i = 1, \dots, n$) u vremenu t ($t = 1, \dots, T$), FB_{it} je konsolidovani fiskalni bilans ili javna štednja ($T - G$), dok je Z_{it} vektor kontrolnih promenljivih. Simbol α_i označava slobodan član modela koji može biti specifičan za svaku zemlju ukoliko se radi o modelu sa fiksnim efektima, a ε_{it} je slučajna greška modela.

Glavna razlika između teorije rikardijanske jednakosti i hipoteze blizanačkih deficita odnosi se na znak i statističku značajnost koeficijenta β koji predstavlja odgovor salda tekućeg bilansa na varijacije u fiskalnom bilansu. Hipoteza blizanačkih deficita predviđa da pogoršanje budžetskog bilansa dovodi do pogoršanja stanja na tekućem računu ($\beta > 0$), dok rikardijanska teorija predviđa da je $\beta = 0$. Što se tiče kontrolnih promenljivih u modelu, predviđanje uticaja na tekući bilans ova dva pristupa je identičan.

Izbor kontrolnih promenljivih je zasnovan na brojnim istraživanjima u literaturi koji analiziraju determinante tekućeg bilansa. Jedan od novijih radova koji je imao najveći uticaj na izbor promenljivih u ovom istraživanju je Altayligil&Cetrez (2020) koji su identifikovali fundamentalne makroekonomske, institucionalne i finansijske determinante tekućeg bilansa, koristeći panel podatke od 1986. do 2013. godine na uzorku od 97 razvijenih zemalja i zemalja u razvoju. Determinante tekućeg bilansa, koje su relevantne u ovom istraživanju, pored fiskalnog bilansa (FB), su: rast BDP (BDP_{rast}), relativni bruto nacionalni dohodak po glavi stanovnika (BND), efektivni realni devizni kurs (RDK), odnosi razmene (OR), otvorenost zemlje za trgovinu (OTV), energetska zavisnost zemlje ($ENERG$), stopa izdržavanog stanovništva (IS) i plasirani krediti stanovništvu (KS).

Rast bruto domaćeg proizvoda (BDP_{rast}) je važna promenljiva kod narastajućih ekonomija koje su i predmet ovog istraživanja. Zemlje u razvoju obično beleže visoke stope rasta BDP-a, što prouzrokuje veći uvoz mašina, opreme i repromaterijala za realizaciju investicija, što uz nisku štednju dovodi do porasta deficita tekućeg bilansa. Ovaj veći deficit na tekućem računu podrazumeva

negativnu vezu između rasta BDP-a i salda tekućeg bilansa, što je rezultat rasta investicija uz niske stope štednje. U nekim zemljama, ova veza je i pozitivna, npr. u dalekoistočnim zemljama koje imaju vrlo visoku domaću štednju.

Efekat faze ekonomskog razvoja zemlje je izmeren korišćenjem bruto nacionalnog dohotka po glavi stanovnika (*BND*) koji je izračunat u relativnom odnosu na Sjedinjene američke države (*SAD*). Što je zemlja na višem nivou razvoja, očekuje se i veći suficit na spoljnom bilansu.

Takođe, u model je uključena i promena realnog efektivnog deviznog kursa (*RDK*). Efekat promene realnog deviznog kursa ne tekući bilans je dvosmislen (Nickel & Vansteenkiste, 2008). Obično kada zemlje u razvoju krenu da sustižu razvijene ekonomije, što je slučaj sa ovom grupom zemalja, u tom procesu realni devizni kurs teži da apresira. Razlog za to je, s jedne strane, nagli rast produktivnosti u proizvodnji razmenljivih dobara (Balaša-Samjuelsonov efekat), a sa druge strane rast tražnje zbog priliva kapitala u tim zemljama. S tim u vezi, koeficijent štednje raste, jer realna apresijacija valute koja se percipira kao deo procesa dostizanja razvijenih ekonomija, praćena je očekivanom depresijacijom kursa u budućnosti. Samim tim, s obzirom da raste štednja, realna apresijacija čak utiče na poboljšanje tekućeg bilansa. Sa druge strane, realna apresijacija deviznog kursa koja nije povezana sa dostizanjem razvijenih ekonomija, dovodi do poskupljenja izvoznih proizvoda i usluga, i pojeftinjenja uvoznih, što u prvom trenutku dovodi do rasta vrednosti suficita tekućeg bilansa (ili smanjenja deficita). Međutim, odmah zatim, količine uvoza postepeno kreću da rastu zbog pada njihove relativne cene, dok se smanjuje tražnja za domaćim proizvodima i uslugama, što vremenom vraća tekući bilans na prethodni nivo i čak dolazi do većeg pogoršanja. Dakle, u početku možemo očekivati pozitivan koeficijent uz realni devizni kurs, ali odmah zatim negativan koeficijent. U literaturi je to poznato kao efekat *J*-krive (Demirden & Pastine, 1995). Sa stanovišta štednje, realna apresijacija valute dovodi do povećanja i tekućih i budućih dohodaka, tako da taj pozitivan efekat na bogatstvo utiče na smanjenje marginalne sklonosti štednji, pa samim tim i na pogoršanje tekućeg bilansa (Vieira & MacDonald, 2020). U ovom radu, zbog tog odloženog efekta na tekući bilans, promena realnog deviznog kursa je u model ušla sa jednom docnjom, a time je rešen i potencijalni problem endogenosti.

Godišnji indeks kretanja odnosa razmene (*OR*) je korišćen da se obuhvate efekti kretanja relativnih izvoznih i uvoznih cena na tekući bilans. Očekuje se da što brže rastu izvozne cene u odnosu na uvozne, tekući bilans se poboljšava.

Takođe, u model je uključena i promenljiva koja pokazuje stepen otvorenosti zemlje za trgovinu (*OTV*), merena kao udeo uvoza i izvoza u BDP-u. Kod zemalja u razvoju, uticaj otvorenosti zemlje na tekući bilans nije jednoznačan. U prvom periodu ovog uzroka, očekuje se negativna veza između stepena otvorenosti i tekućeg bilansa, jer je u zemljama CIE, otvorenost više podsticala uvoz, nego izvoz. Naime, ove zemlje su na početku svog razvoja imale vrlo niske nivoe kapitala po radniku, zastarelu tehnologiju itd., te je sa liberalizacijom tržišta, došlo do uvoza mašina, repromaterijala i poluproizvoda. Takođe, priliv kapitala koji je podstakao i rast potrošnje, zbog rasta budućih dohodaka koja je brže rasla od proizvodnje, je rezultirao u rastu uvoza i robe široke potrošnje. Zbog toga, viši stepen otvorenosti u ovim zemljama u kratkom i srednjem roku može dovesti do većih spoljnotrgovinskih deficita. Međutim, sa rastom i razvojem ovih zemalja, postepeno je došlo i do rasta domaće štednje, što je uz značajan nivo rasta investicija, pre svega kroz SDI, dovelo i do značajnijeg rasta izvoza, tako da povećanje otvorenosti, u drugom delu perioda, može značajno povećati i izvoz zemlje.

Takođe, za saldo tekućeg bilansa vrlo je važan stepen uvozne energetske zavisnosti (*ENERG*). To je mereno kao razlika između uvoza i izvoza energije u odnosu na raspoloživu količinu energije u zemlji. Što je veći stepen energetske zavisnosti, veći je deficit tekućeg bilansa.

Demografski efekti su mereni stopom izdržavanog stanovništva (*IS*) tj. odnosom broja stanovnika koji nisu radno sposobni (penzioneri iznad 65 godina i mladi ispod 19 godina) u odnosu na radno sposobno stanovništvo. Očekuje se da sa rastom stope izdržavanog stanovništva dođe do rasta tekućeg deficita, jer hipoteza životnog ciklusa sugerise da se ponašanje domaćinstava u štednji menja sa godinama, tako da veći broj starije i mlađe populacije utiče na smanjenje stope štednje.

Nivo finansijske razvijenosti takođe značajno utiče na tekući bilans, jer finansijska razvijenost može ohrabriti potrošnju a smanjiti štednju, što dovodi do pogoršanja tekućeg deficita. Ali stvara i više mogućnosti za štednju i izravnane potrošnje. Promenljiva koja je uključena u model su krediti banaka i drugih finansijskih institucija plasirani stanovništvu, prikazani kao udeo u BDP-u (*KS*).

Ekonometrijski model koji će biti testiran u ovom delu istraživanja je prikazan u jednačini (1.47).

$$TB_{it} = \alpha + \beta FB_{it} + \theta_1 BDP_{rast_{it}} + \theta_2 BND_{it} + \theta_3 RDK_{it} + \theta_4 OR_{it} + \theta_5 OTV_{it} + \theta_6 ENERG_{it} + \theta_7 IS_{it} + \theta_8 KS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.47)$$

1.4.2 Analiza blizanačkih deficita u zavisnosti od salda tekućeg bilansa, perioda posmatranja i visine javnog duga

U ovom delu disertacije, sprovedene su i dodatne analize koje imaju za cilj da provere postojanje asimetrija u relaciji između ova dva bilansa u zavisnosti od stanja različitih ekonomskih promenljivih, kao što su:

1. **Saldo tekućeg bilansa.** Pretpostavka je da fiskalni bilans može imati asimetričan uticaj na tekući bilans u periodima deficita tekućeg bilansa u odnosu na periode suficita. Forte&Magazzino (2013) su na uzorku od 33 evropske zemlje pokazali da budžetski deficiti utiču na povećanje deficita tekućeg bilansa, ali samo u zemljama sa visokim tekućim deficitom (iznad 2%). U svom istraživanju, su izračunali prosečnu vrednost tekućeg bilansa po zemljama u posmatranom periodu i podelili uzorak na dve različite grupe: zemlje sa niskim deficitom i zemlje sa visokim deficitom. Granica od 2% tekućeg deficita je u skladu sa politikom održanja makroekonomske stabilnosti Evropske centralne banke. U ovom delu disertacije se istražuje da li se uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans menja u zavisnosti od perioda kada su zemlje u suficitu ili deficitu tekućeg bilansa na uzorku 14 zemalja CIE. S obzirom da se radi o malom uzorku, klasična podela uzorka u podgrupe, značajno smanjuje veličinu uzorka što narušava testove specifikacije, i daje ocene modela koje nisu validne. Ovaj problem je rešen uvođenjem interaktivne promenljive $FB_{it} * X_{tb}$, gde je X_{tb} veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 u periodima kada se zemlje nalaze u deficitu tekućeg bilansa i 0 u periodima suficita.

$$TB_{it} = \alpha + \beta_1 FB_{it} + \beta_2 (FB_{it} * X_{tb}) + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.48)$$

Ukoliko je koeficijent uz interaktivnu promenljivu (β_2) statistički značajan, zaključujemo da postoji razlika u relaciji tekućeg i fiskalnog bilansa u zavisnosti od toga da li su zemlje u deficitu ili suficitu. Interpretacija ocenjenih koeficijenata je sledeća: $\beta_1 + \beta_2$ pokazuje uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans zemalja u periodima deficita tekućeg bilansa, dok koeficijent β_1 pokazuje taj uticaj u periodima suficita.

2. **Predkrizni i krizni period vs. postkrizni period.** Deskriptivnom analizom podataka (grafikon 1.3), utvrđeno je da postoje razlike u korelaciji između tekućeg i fiskalnog bilansa u predkriznom i kriznom periodu u odnosu na postkrizni period. Ekonomsko obrazloženje je možda u velikom prilivu kapitala u zemlje CIE, u predkriznom periodu koji je doveo do apsorpcionog buma. Zbog toga je uvedena interaktivna promenljiva $FB_{it} * X_k$, gde je X_k veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za postkrizni period od 2009. do 2019. godine, i 0 za predkrizni i krizni period od 2000. do 2008. godine. Ovom jednačinom testira se asimetrija u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u periodu pre krize u odnosu na period nakon krize.

$$TB_{it} = \alpha + \beta_1 FB_{it} + \beta_2 (FB_{it} * X_k) + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.49)$$

Interpretacija ocenjenih koeficijenata je analogna kao i u slučaju analize uticaja blizanačkih deficita u zavisnosti od salda tekućeg bilansa.

3. **Visina javnog duga.** Odgovor na pitanje da li će se potrošači ponašati rikardijanski ili kejnzijanski, delimično se može objasniti i visinom duga u odnosu na BDP. Kada je učešće duga u BDP-u visoko, a fiskalna situacija postaje sve manje održiva, očekuje se da će država biti primorana da poveća poreze, što podstiče potrošače da budu oprezniji i da više štede. Stoga, u situacijama kada vlada povećava svoje izdatke uz visok nivo duga, očekuje se da će potrošači više štedeti iz predostrožnosti, odnosno da će se ponašati rikardijanski. To znači da visok nivo duga implicira da fiskalni deficiti ne utiču na tekuće deficite ili čak imaju negativan uticaj na tekući bilans. Međutim, kada je učešće duga u BDP-u nisko, očekuje se da će potrošači reagovati kejnzijanski, što znači da ekspanzivna fiskalna politika povećava privatnu potrošnju. U ovom slučaju se dobija pozitivna veza između tekućeg bilansa i fiskalnog deficita. U dosadašnjoj literaturi može se pronaći nekoliko radova koji ispituju ulogu javnog duga zemlje na hipotezu blizanačkih deficita i teoriju rikardijanske jednakosti. Nickel & Vansteenkiste (2008) su na uzorku 22 industrijske zemlje (period 1981-2005), potvrdili postojanje blizanačkih deficita na niskom nivou duga, dok na srednjem nivou ta veza i dalje postoji ali je slabija. Konačno kad dug pređe 90% BDP-a, veza tekućeg i fiskalnog bilansa prestaje da postoji, potvrđujući teoriju rikardijanske jednakosti. Nasuprot njima, analizirajući 14 zemalja EU, Šulikova & Tykhonenko (2017) su dobili negativnu vezu između fiskalnog i tekućeg bilansa na nivou duga do 40%, pozitivnu vezu između 40% i 96,6% duga, i opet negativnu za dug veći od 96,6%. Ova analiza je sprovedena koristeći ekonometrijske modele sa pragom, koji će detaljno biti prikazani u poglavlju 2.6, a za proveru je korišćen model sa interaktivnom promenljivom.

Kao što je ranije u tekstu napomenuto, u ovom poglavlju disertacije se testira i veza između **ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa (CPFB)** i bilansa tekućeg računa. CPFB je očišćen od uticaja faze privrednog ciklusa, jer u fazama poleta porezi rastu, dok u fazi recesije automatski

opadaju, bez promene diskrecione politike vlade. Cilj je da se isključe efekti automatskog prilagođavanja, odnosno deo fiskalnih rezultata koji isključivo zavise od faze privrednog ciklusa, odnosno da se uzme u obzir samo uticaj diskrecionih mera fiskalnih vlasti na tekući bilans. U dosadašnjim istraživanjima, mogu se naći različiti rezultati ove veze. Bluedorn & Leigh (2011) su na uzorku 17 industrijskih zemalja, a Breuer & Nam (2020) na uzorku OECD zemalja, pronašli pozitivnu vezu između CPFEB i tekućeg bilansa, odbacivši teoriju rikardijanske jednakosti. Glavni nedostatak ovih analiza je što nisu uključili kontrolne promenljive. Sa druge strane, u SAD, Kim & Roubini (2008) su čak dobili da rast deficita CPFEB značajno utiče na poboljšanje tekućeg bilansa.

1.5 Deskriptivna analiza podataka i ekonometrijska metodologija

Prvi deo ove sekcije posvećen je detaljnoj deskriptivnoj analizi podataka i pruža sveobuhvatan pregled svih promenljivih korišćenih u istraživanju, zajedno sa navođenjem izvora podataka za svaku od njih. Drugi deo sadrži metodološki okvir za ekonometrijsku ocenu teorije rikardijanske jednakosti.

1.5.1 Podaci

Testiranje teorije rikardijanske jednakosti odnosno hipoteze o blizanačkim deficitima je sprovedeno na uzorku 14 zemalja CIE u periodu od 2000. do 2019. godine, na godišnjim podacima. Analiza uključuje Albaniju, Bugarsku, Estoniju, Letoniju, Litvaniju, Mađarsku, Makedoniju, Poljsku, Rumuniju, Srbiju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku Republiku. Većina podataka dobijena je iz baze Svetske banke i Eurostata. Zavisna promenljiva u modelu je tekući bilans u odnosu na BDP. Fiskalna politika je merena stvarnim i ciklično prilagođenim konsolidovanim fiskalnim bilansom, takođe, kao udeo u BDP-u. Analiza uključuje i veći broj kontrolnih promenljivih, kao što su realni rast BDP, relativan bruto nacionalni dohodak, realni devizni kurs, odnose razmene, otvorenost zemlje za trgovinu, energetska zavisnost zemlje, kredite banaka plasirane stanovništvu i stopu izdržavanog stanovništva. Pregled promenljivih, zajedno sa izvorima podataka prikazan je u tabeli 1.1.

Tabela 1.1 Spisak promenljivih koje su korišćene u analizi

Promenljive	Naziv i opis promenljivih	Izvor
TB	Tekući bilans (% učešće u BDP-u)	Eurostat
FB	Konsolidovani fiskalni bilans (% učešće u BDP-u)	Eurostat
CPFB	Ciklično prilagođeni fiskalni deficit (izvedena veličina)	Izračunat
BDP_{rast}	Realni rast BDP-a (%)	IMF
BND	Bruto nacionalni dohodak p.c. u odnosu na dohodak u SAD	WB
RDK	Efektivni realni devizni kurs, promena	WB
OR	Odnosi razmene – indeks neto izvoznih cena (odnos izvoznih i uvoznih cena, pojedinačni proizvodi ponderisani učešćem neto izvoza u BDP-u)	IMF
OTV	Otvorenost za trgovinu (izvoz+uvoz, % učešće u BDP-u)	Eurostat
ENERG	Energetska zavisnost zemlje (uvoz-izvoz/uk. raspoloživa energija)	Eurostat
KS	Krediti stanovništvu (% učešće u BDP-u)	WB
IS	Stopa izdržavanog stanovništva (izdržavano stanovništvo/ukupno radnosposobno stanovništvo)	WB

Izvor: Izbor autora, zasnovan na radu Altayligil&Cetrez (2020)

Ciklično prilagođeni fiskalni bilans (CPFB) je izračunat na osnovu metodologije koju su predložili Fatás & Mihov (2003), a koja se sastoji u obuhvatanju CPFB kroz procenu reziduala funkcije reagovanja fiskalne politike pojedinačno za svaku zemlju i , za vremenski period t ($\varepsilon_{i,t}$):

$$FB_{i,t} = \alpha + \beta FB_{i,t-1} + \gamma AG_{i,t} + \theta W_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.50)$$

FB se odnosi na konsolidovani fiskalni bilans, prikazan kao učešće u BDP-u, AG je jaz u proizvodnji (ili proizvodni jaz), a W je vektor kontrolnih promenljivih, koji uključuje inflaciju i trend⁸. Proizvodni jaz je izračunat kao $AG = (y_t - \bar{y}) / \bar{y}$, gde je y_t realni BDP po stanovniku, a \bar{y} je dobijen korišćenjem Hodrick-Prescott (HP) filtera⁹. Koeficijent γ pokazuje automatski odgovor fiskalne politike na ciklične fluktuacije BDP-a, a ε_t meri diskrecionu komponentu fiskalne politike. Ocenjena vrednost ε_t obuhvata diskrecionu komponentu fiskalne politike, odnosno deo konsolidovanog fiskalnog bilansa koji nije pod uticajem ekonomskih ciklusa, i predstavlja meru CPFB. Zbog potencijalne endogenosti proizvodnog jaza, za ocenu parametara regresionog modela, korišćen je uopšten meto-
 GMM), i to procedura dvostepenih najmanjih kvadrata (2SNK) za svaku zemlju pojedinačno, gde su kao instrumenti za proizvodni jaz korišćeni njegova pomaknuta vrednost i stopa rasta odnosa razmene.

⁸ S obzirom da se radi o konsolidovanom fiskalnom bilansu koji je prikazan kao učešće u BDP-u, efekat inflacije je time eliminisan, tako da inflacija nije ušla u vektor W .

⁹ HP filter je statistička procedura koja se često koristi u makroekonomiji i ima za cilj da ukloni cikličnu komponentu iz vremenske serije tj. „očisti“ seriju od kratkoročnih fluktuacija i izdvoji njen dugoročni trend. Prilagođavanje osetljivosti trenda na kratkoročne fluktuacije postiže se korišćenjem multiplikatora lambda (λ). Uprkos određenom konsenzusu za korišćenje vrednosti parametara λ (Hodrick & Prescott, 1997), u postojećoj literaturi se mogu naći različite vrednosti ovog parametra za godišnje odnosno kvartalne podatke (Ravn & Uhlig, 2002). Oni preporučuju da ako su kvartalni podaci frekvencije 1, onda su godišnji podaci frekvencije ¼, a parametar λ koji je 1600 za kvartalne podatke, se može izračunati kao $\lambda = (1/4)^n \times 1600$. Ravn & Uhlig predlažu da je $n=4$ za godišnje podatke ($\lambda=6,25$), a u našim proračunima pratimo (Backus et al., 2008), koji predlažu da je $n=2$, pa je $\lambda=100$.

1.5.2 Deskriptivna analiza podataka

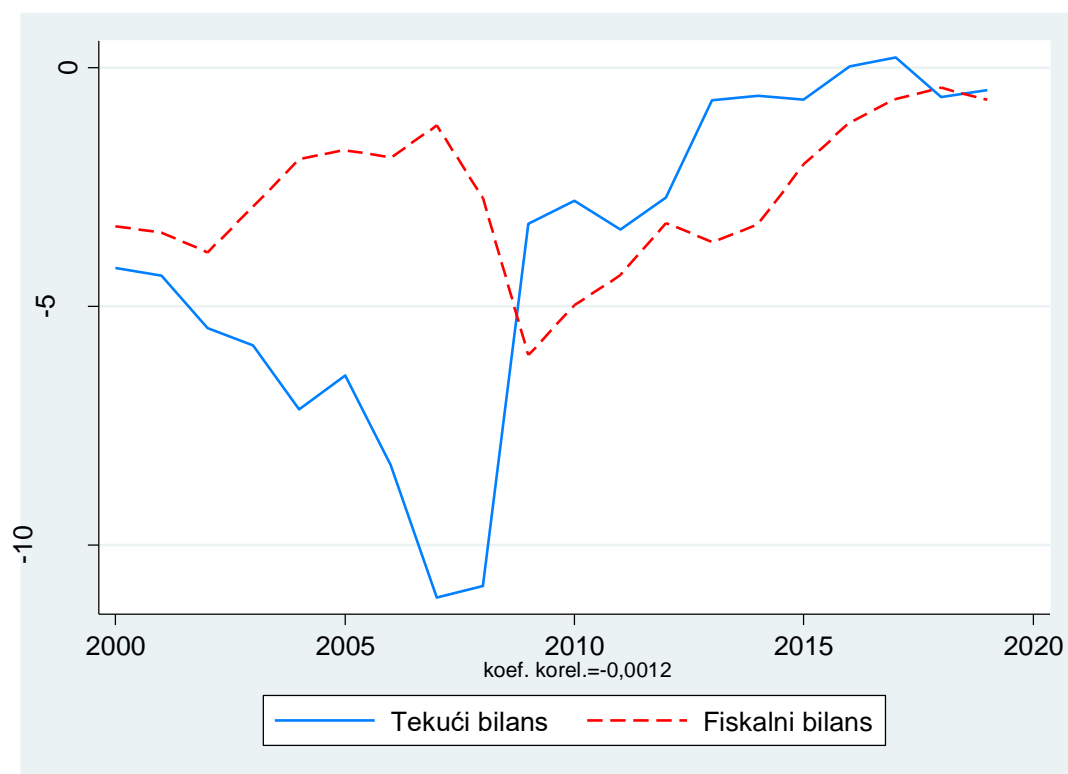
Prosečne vrednosti tekućeg i fiskalnog bilansa za uzorak zemalja CIE, prikazane su na grafikonu 1.3. Grafikon ukazuje na vezu između tekućeg i fiskalnog bilansa, i odražava samo prostu (bezuslovnu) korelaciju, dok će detaljnija analiza sa uključivanjem i ostalih objašnjavajućih promenljivih biti u fokusu narednog odeljka. Koeficijent korelacije je blizu 0, i iznosi -0,0012, što je i očekivan nivo korelacije, jer se na grafikonu jasno vidi da u predkriznom periodu, a pogotovu za vreme svetske finansijske krize iz 2008. godine, dolazi do potpunog razmimoilaženja ova dva bilansa, dok nakon krize se vraćaju na približno istu liniju trenda. Koeficijent korelacije u podperiodu od 2000. do 2008. godine je čak negativan i iznosi -0,23, a u podperiodu od 2009. do 2019. godine iznosi 0,27. U narednom odeljku, prilikom ekonometrijske analize podataka, kriza će biti obuhvaćena uvođenjem veštačkih promenljivih, kako ne bi uticala na konačan rezultat.

Na osnovu deskriptivne analize podataka, možemo zaključiti da u grupi zemalja CIE u predkriznom i kriznom periodu važi teorija rikardijanske jednakosti, dok u periodima stabilnosti je zastupljena hipoteza blizanačkih deficita. Moguće je da je ova veza posledica uticaja drugih promenljivih, pa je stoga ekonometrijski testirana u narednom odeljku.

Ono što se takođe može primetiti sa grafikona, je kontinuiran prosečan pad bilansa tekućeg računa odnosno rast njegovog deficita u godinama pre krize. Ovo je pre svega posledica niske štednje zbog niskih tekućih dohodaka sa jedne strane i lakog pristupa obilnoj ponudi jeftinog kapitala sa druge strane. Zbog očekivanja građana da će dohodak u budućem periodu rasti, ljudi su uzimali kredite kako bi finansirali investicije i potrošnju, što je podstaklo snažan rast agregatne tražnje koji je bio brži od kapaciteta domaće privrede da ih apsorbuje. Stoga, ovaj apsorpcioni bum je doveo do povećanja uvoza investicione opreme i potrošačkih dobara, što je rezultiralo visokim deficitima trgovinskog bilansa.

U većini ovih zemalja, ekonomski rast bio je podržan pozitivnim očekivanjima za približavanje Evropskoj uniji i usvajanje evra. Da podsetimo, osam zemalja CIE pridružilo se EU i njihovim integracijama 2004. godine, a dve zemlje neposredno pre početka svetske finansijske krize 2007. godine. Sa druge strane, manja grupa zemalja ovog regiona (Srbija, Hrvatska, Severna Makedonija i Albanija) je u tom periodu prošla kroz duboki i istorijski proces transformacije iz centralno-planske na tržišni način privređivanja. Ovo je podrazumevalo potrebu za preduzimanjem značajnih investicija u fizički i ljudski kapital, pošto je nivo kapitala po radniku pre tranzicije bio vrlo nizak. Sve to je izazvalo snažan priliv inostranog kapitala u zemlju, pre svega, kroz strane direktne investicije i podstaklo snažan ekonomski rast.

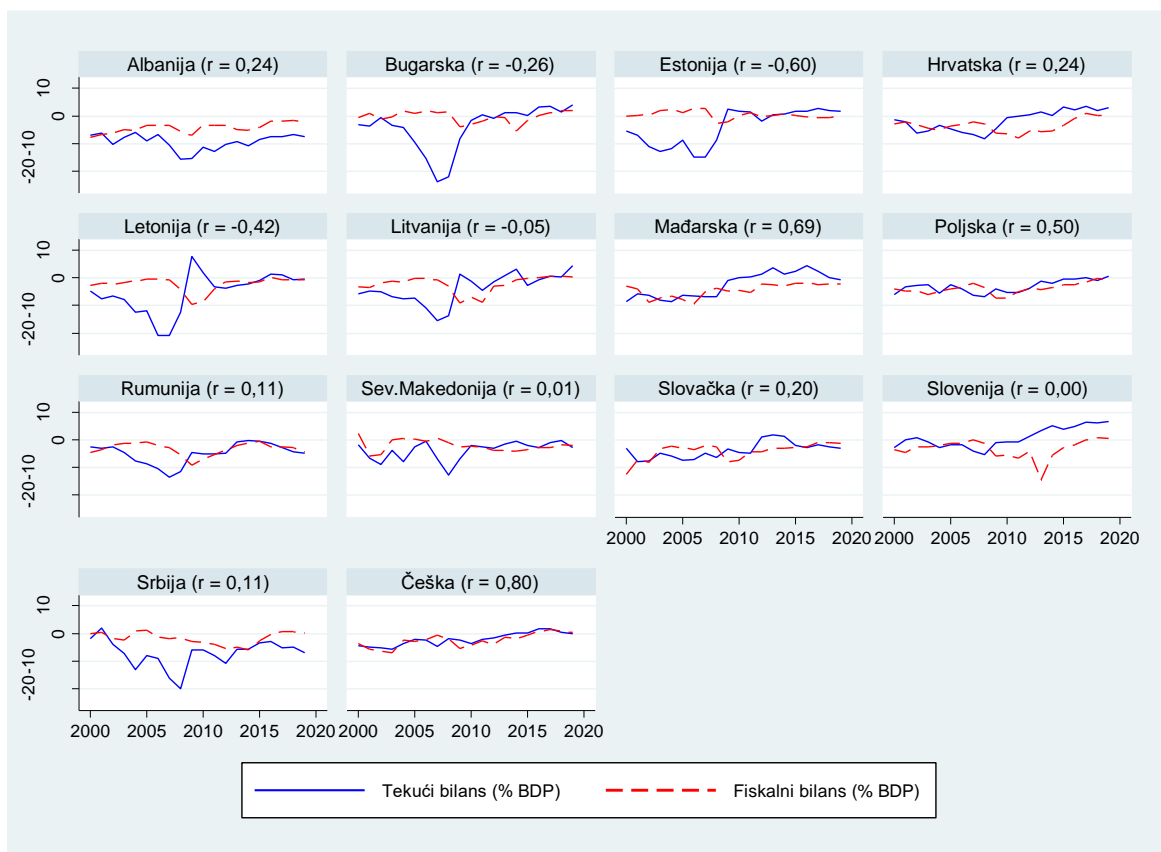
Nakon krize, dolazi do popravljavanja stanja na računu tekućih bilansa, pre svega, zbog skromne agregatne tražnje uzrokovane negativnim posledicama finansijske krize, fiskalne konsolidacije, koja je doprinela rastu domaće štednje. Fiskalna konsolidacija je bila neophodna nakon snažne ekspanzivne fiskalne politike koja je imala za cilj da ublaži efekte recesije.



Izvor: Eurostat

Grafikon 1.3 Težui i fiskalni bilans, prosečne vrednosti za sve zemlje CIE, po godinama

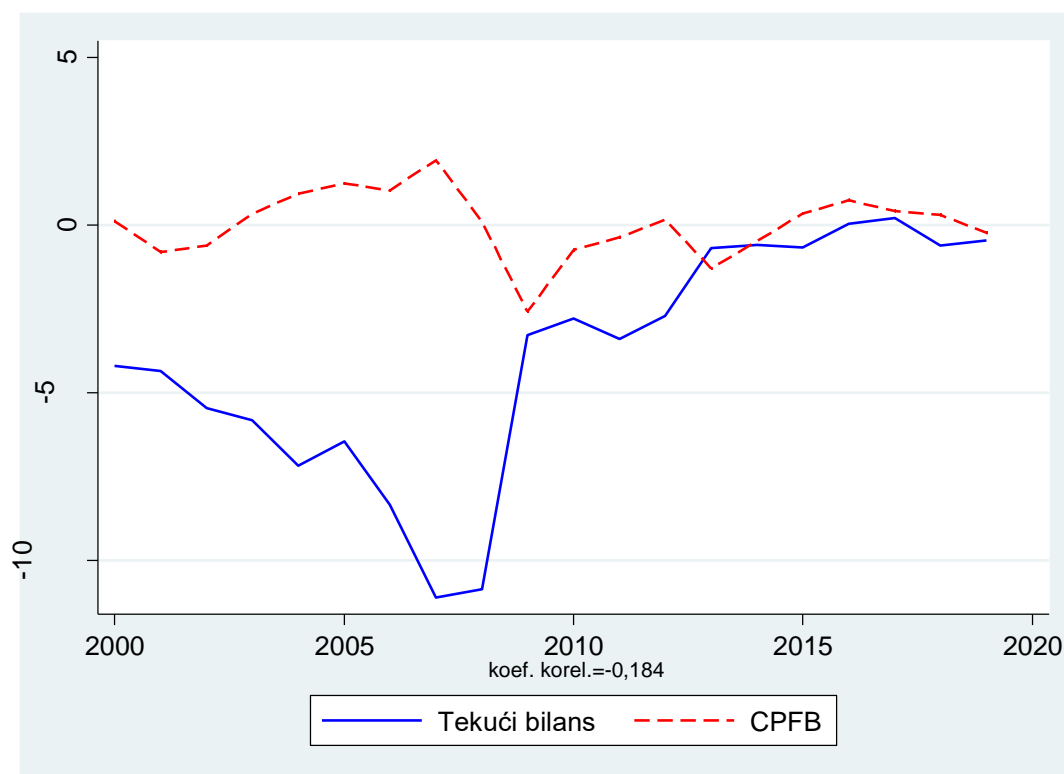
Takođe, na grafikonu 1.4, prikazano je kretanje salda fiskalnih i tekućih bilansa po zemljama, kao i koeficijenti korelacije. Uočava se jaka pozitivna veza između ova dva bilansa u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj (0,80, 0,50 i 0,69 respektivno), dok se u baltičkim zemljama Estoniji i Letoniji, a i u Bugarskoj uočava jaka negativna veza (-0,60, -0,42 i -0,24). S obzirom da se iz podataka jasno vidi da tokom krize dolazi do prekida veze fiskalnog i tekućeg bilansa, ovaj rezultat je i očekivan, jer su Estonija, Letonija i Bugarska među zemljama CIE koje su tokom svetske finansijske krize (2007 – 2009. godine) zabeležile najveće deficite na tekućem računu kao udeo u BDP-u. Konkretno, Estonija i Letonija zabeležile su najviše deficite tekućeg bilansa od -14,86% i -20,9%, a Bugarska čak -23,9%. Sa druge strane, Češka, Poljska i Mađarska, su dosta lakše prošle kroz krizu i zabeležile značajno manje deficite na spoljnom računu, -4,6%, -6,7% i -6,8% respektivno, tako da se trend kretanja ova dva bilansa nije preterano narušio. Glavni razlog velike distinkcije između ovih zemalja, zapravo, leži u politici vođenja deviznog kursa. Naime, u baltičkim zemljama, kao i u Bugarskoj dugo vremena pre, a i za vreme krize na snazi je bio jedan od najčvršćih oblika fiksnog deviznog kursa, a to je valutni odbor, te stoga nisu mogli da ublaže posledice krize na spoljni račun, promenom vrednosti valute. U drugoj grupi zemalja (Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj) već dugo vremena je na snazi rukovođeno fleksibilni devizni kurs, čime je snažna depresijacija deviznog kursa, nastala kao posledica krize, doprinela manjem padu izvoza, odnosno manjem rastu uvoza, i time ublažila negativne efekte na spoljnoekonomsku ravnotežu.



Izvor: Proračun autora i Eurostat

Grafikon 1.4 Tekući i fiskalni bilans, vremenske serije pojedinačno za svaku zemlju CIE

Na grafikonu 1.5 uočavamo slično kretanje i ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa i tekućeg bilansa, uz negativan koeficijent korelacije (-0,184). I ova veza je testirana ekonometrijskom procedurom u narednom odeljku.



Izvor: Proračun autora i Eurostat

Grafikon 1.5 Tekući bilans i CPF, prosečne vrednosti za sve zemlje CIE, po godinama

U nastavku u tabeli 1.2 i tabeli 1.3, prikazana je i matrica korelacije svih promenljivih u modelu, kao i deskriptivne statistike ukupno za sve zemlje, ali i za svaku zemlju pojedinačno. Koeficijenti korelacije nam otkrivaju da je безусловna korelacija između tekućeg i fiskalnog bilansa vrlo niska i gotovo jednaka 0, dok je korelacija između tekućeg bilansa i ciklično prilagođenog bilansa značajno viša i čak negativna i iznosi -0,184. Važno je napomenuti da ovi koeficijenti korelacije odražavaju samo vezu između dve promenljive, bez uzimanja u obzir drugih faktora koji mogu uticati na tekući bilans, pa se stoga ne mogu interpretirati kao indikator uzročne veze. Što se tiče, korelacije između ostalih promenljivih sa tekućim bilansom, rezultati su uglavnom očekivani. Očekivano je da postoji negativna korelacija između rasta BDP-a i tekućeg bilansa, jer rast BDP-a na nivou nižeg i srednjeg dohotka uglavnom podstiče povećanje uvoza. Takođe, primećuje se negativna korelacija između realnog deviznog kursa i tekućeg bilansa, jer apresijacija kursa podstiče deficite tekućeg bilansa. Pozitivna korelacija je zabeležena između tekućeg bilansa i bruto nacionalnog dohotka po glavi stanovnika, što je u skladu sa činjenicom da se sa povećanjem nivoa razvijenosti zemlje poboljšava spoljnoekonomski bilans. Takođe, zabeležen je prilično visok, negativan koeficijent korelacije (-0,393) između plasiranih kredita stanovništvu i tekućeg bilansa, što ukazuje da rast kredita stanovništvu dovodi do povećanja njihovog kapaciteta za potrošnju, kako domaćih, tako i uvoznih proizvoda, što pogoršava tekući bilans. Niska pozitivna korelacija između odnosa razmene i tekućeg bilansa, se objašnjava činjenicom da poboljšanje odnosa razmene dovodi do poboljšanja tekućeg bilansa.

Tabela 1.2 Koeficijenti korelacije

	TB	FB	CPFB	BDP _{rast}	BND	RDK	OR	OTV	ENERG	KS	IS
TB	1										
FB	-0,001	1									
CPFB	-0,184	0,614	1								
BDP_{rast}	-0,381	0,427	0,556	1							
BND	0,505	0,031	-0,048	-0,202	1						
RDK	-0,241	0,054	0,087	0,113	-0,108	1					
OR	0,040	0,106	0,008	0,122	-0,108	0,019	1				
OTV	0,371	0,196	0,077	-0,037	0,681	-0,083	-0,076	1			
ENERG	-0,003	-0,123	0,075	0,042	0,137	0,002	0,125	0,376	1		
KS	-0,393	0,115	0,211	0,152	-0,148	0,079	-0,006	-0,100	0,111	1	
IS	0,173	0,271	0,039	0,064	-0,070	-0,058	0,070	-0,078	-0,095	-0,189	1

Izvor: Proračun autora

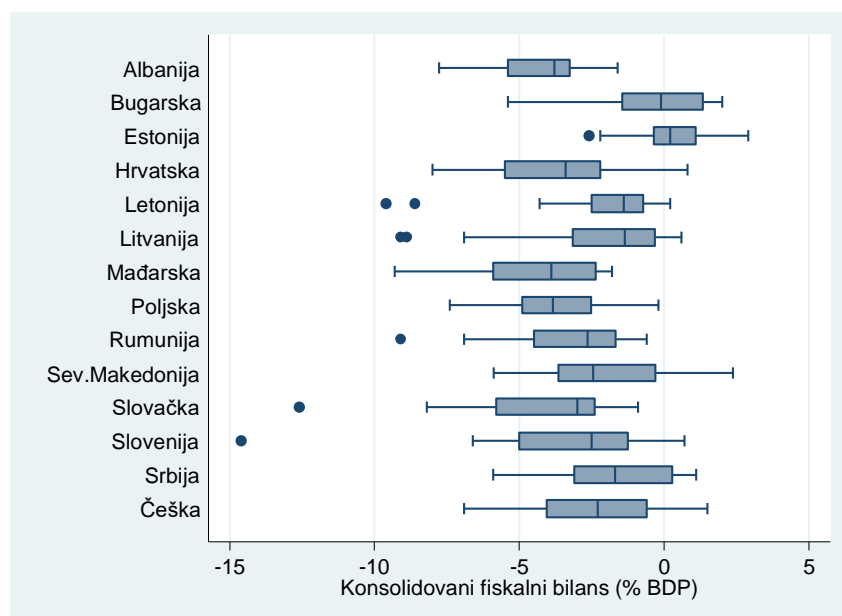
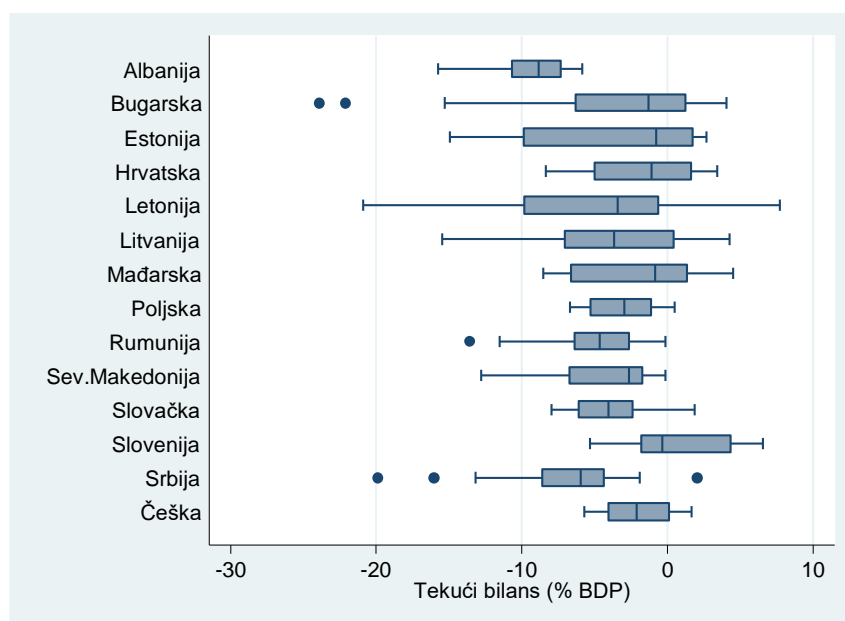
Deficit tekućeg računa kao učešće u BDP-u, u centralnoj i istočnoj Evropi je u proseku u posmatranom periodu iznosio -3,93%, s tim što je taj deficit u predkriznom periodu bio oko -5% i narasao na čak -11% u vreme krize (krajem 2008. godine). Sličan trend, uočava se i kod fiskalnog deficita, koji je u proseku za ceo period iznosio -2,67% BDP-a, ali je u kriznom periodu dostigao svoj prosečni minimum od oko -7% BDP-a (2009. godine), da bi kasnije naročito od 2013. godine, ubrzano opadao i bio iznad -1% BDP-a u 2019. godini. Ovaj pad je, pre svega posledica ekonomskog oporavka zemlje, kao i fiskalne konsolidacije koja je bila neophodna u mnogim zemljama ovog regiona.

Tabela 1.3 Deskriptivne statistike korišćenih promenljivih za period od 2000-2019. godine

Promenljive	Aritmetička sredina	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum	Medijana
TB	-3,93	5,18	-23,91	7,71	-3,21
FB	-2,67	2,73	-14,60	2,90	-2,41
CPFB	0,03	1,75	-11,45	3,86	0,07
BDP_{rast}	3,46	3,63	-14,81	11,89	3,73
BND	36,19	12,61	10,81	61,72	36,24
RDK	1,36	4,45	-15,18	17,62	0,89
OR	101,53	1,69	99,3	106,90	100,90
OTV	110,76	33,40	48,52	190,42	107,67
ENERG	42,87	16,48	0,741	79,04	45,58
IS	47,23	4,25	38,46	59,72	43,26
KS	43,99	18,41	0,19	100,79	47,17

Izvor: Proračun autora

Takođe, sa grafikona 1.6, uočavamo da se medijana tekućeg bilansa u svim zemljama nalazi između 0 i -5% BDP-a, osim u Albaniji i Srbiji gde je medijana tekućeg bilansa iznosila oko -8% i -6% respektivno. Ovo ukazuje na veću perzistentnost tekućih deficita u ovim zemljama. Što se tiče fiskalnog bilansa, nešto veća medijana u odnosu na druge zemlje, beleži se u Mađarskoj, Poljskoj, Hrvatskoj i Albaniji.



Napomena: Pravugaonici predstavljaju interkvartilni opseg, koji označava srednjih 50% podataka. Donji kvartil (25. percentil) je donja ivica kutije, a gornji kvartil (75. percentil) je gornja ivica kutije. Medijana je označena horizontalnom linijom unutar kutije. Kratke linije predstavljaju raspon vrednosti izvan interkvartilnog opsega. Tačke izvan kratkih linija predstavljaju ekstremne vrednosti u podacima.

Izvor: Proračun autora

Grafikon 1.6 Tekući i fiskalni bilans po zemljama za period od 2000-2019. godine (medijana)

1.5.3 Ekonometrijska metodologija

Kao što je ranije definisano u jednačini (1.47), testira se empirijski model determinanti tekućeg bilansa, sa ciljem ocene uticaja fiskalne politike na tekući bilans kako bi se ispitala relevantnost teorije rikardijanske jednakosti u zemaljama CIE. Za tu svrhu korišćena je dinamička panel analiza podataka. U prvom koraku, jednačina (1.47) je ocenjena na bazi panela sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*) korišćenjem metoda ONK, i ona predstavlja polazni model u ekonometrijskoj analizi.

Dalje, u okviru osnovnog modela testirano je postojanje individualnih karakteristika zemalja (fiksni efekata) i vremenskih efekata. Takođe, uticaj globalne finansijske krize u periodu od 2006. do 2009. godine, je obuhvaćen veštačkom promenljivošću (V).

Zbog prisustva autokorelacije prvog reda reziduala, u spisak regresora uključena je pomaknuta vrednost zavisne promenljive, koja je visoko statistički značajna (tabela A1.4 u prilogu). Stoga, relevantan model za testiranje teorije rikardijanske jednakosti je dinamički panel model koji je prikazan u jednačini (1.51):

$$TB_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma TB_{i,t-1} + \beta FB_{it} + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.51)$$

gde je $i = 1, \dots, 14$, $t = 1, \dots, 20$, α_i i λ_t su individualni i vremenski efekti, a ε_{it} je slučajna greška modela, koja je normalno raspoređena $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Zbog dinamičke komponente, ocene dobijene korišćenjem standardnih metoda ocenjivanja koji se koriste kod statičkih panela su nekonzistentne, pa je neophodno koristiti metode ocene prilagođene dinamičkim panel modelima. U nastavku teksta dat je formalan prikaz ovih ocena.

1.5.3.1 *Metodi ocene dinamičkih panel model*

Specifikacija linearnog dinamičkog panel modela prikazana je u jednačini (1.52) (Baltagi, 2021):

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + x'_{it} \beta + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1.52)$$

Simbol y_{it-1} predstavlja pomaknutu vrednost zavisne promenljive (prvu dole), γ je autoregresioni parametar, dok je x_{it} $1 \times k$ vektor nezavisnih promenljivih, a β $k \times 1$ vektor parametara uz nezavisne promenljive. Greška modela je $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$, gde μ_i označava efekat individualnih (specifičnih) karakteristika zemlje (slučajne ili fiksne efekte), dok idiosinkratska greška ε_{it} ima normalnu raspodelu $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Ukoliko pretpostavimo da je $|\gamma| < 1$, odnosno da je y_{it} stacionarna vremenska serija (u odnosu na vektor nezavisnih promenljivih x_{it}), efekat idiosinkratskog šoka ε_{it} vremenom iščezava. Takođe, pretpostavlja se da su sve nezavisne promenljive (x_{it}) strogo egzogene. Stoga, kada razvijemo jednačinu (1.52), svaka opservacija se može predstaviti na sledeći način (Baltagi, 2021):

$$y_{it} = \gamma^t y_{i0} + \sum_{j=0}^{t-1} \gamma^j \beta' x_{it-j} + \frac{1-\gamma^t}{1-\gamma} \mu_i + \sum_{j=0}^{t-1} \gamma^j u_{it-j} \quad (1.53)$$

gde je y_{i0} nestohastička inicijalna vrednost zavisne promenljive.

S obzirom da se pomaknuta vrednost zavisne promenljive pojavljuje u spisku objašnjavajućih promenljivih, opisani proces transformacije u cilju ocene novog parametra uz pomaknutu vrednost zavisne promenljive, dovodi do stvaranja novih nezavisnih promenljivih koje su korelisane sa greškom modela (jednačina 1.53). Stoga, stroga egzogenost nezavisnih promenljivih više ne važi, a standardni ONK metod ocenjivanja, postaje nekonzistentan. Dakle, kod dinamičkih modela, ocene dobijene tradicionalnim ekonometrijskim metodama ocenjivanja u panelu su nekonzistentne bez obzira da li je u pitanju panel sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*), ili panel sa

fiksni ili slučajni efektima. Ovo je u literaturi poznato kao pristrasnost dinamičkih panela ili Nickelova pristrasnost (Nickell, 1981). Kako je Nickel pokazao u svom radu, ovo nastaje zbog toga što se u procesu standardizacije podataka, oduzima srednja vrednost y i svakog x od odgovarajuće promenljive i time se stvara korelacija između greške i regresora (jednačina 1.54). Srednja vrednost pomaknute zavisne promenljive, sadrži opservacije y od trenutka 0 do trenutka $(T-1)$, dok srednja vrednost greške (koja se suštinski oduzima od svakog ε_{it}), istovremeno sadrži vrednosti ε za $t=1, \dots, T$. U jednačini (1.54), aritmetička sredina pomaknute vrednosti zavisne promenljive \bar{y}_{i-1} je korelisana sa $\bar{\varepsilon}_i$, jer aritmetička sredina $\bar{\varepsilon}_i$ sadrži pomaknutu vrednost ε_{it-1} , pa je stoga i korelisana sa y_{it-1} .

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mu_i - \bar{\mu}_i) + \gamma(y_{it-1} - \bar{y}_{i-1}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (1.54)$$

gde je $\bar{y}_{i-1} = 1/(T-1) \sum_{t=2}^T y_{it-1}$

Kada $N \rightarrow \infty$, ocena parametara u prisustvu fiksnih efekata (FE), ima sledeći oblik:

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\gamma}^{FE} = \gamma + \frac{\frac{1}{NT}(y_{it-1} - \bar{y}_{i-1})(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)}{\frac{1}{NT}(y_{it-1} - \bar{y}_{i-1})^2} \quad (1.55)$$

odakle se zaključuje da je korelacija između \bar{y}_{i-1} i greške modela glavni izvor nekonzistentnosti ONK ocena. Ova korelacija dovodi do pristrasnosti ocene koeficijenta uz pomaknutu zavisnu promenljivu, koja se ne može nadomestiti rastom broja jedinica posmatranja N (broja zemalja). Postupak standardizacije stvara regresore koji ne mogu biti nezavisno i identično distribuirani od slučajne greške (Nickell, 1981). Nickel je u svom radu izveo da ta pristrasnost kod ocene parametara sa fiksnim efektima zavisi od T i γ (jednačina 1.56), odnosno da je ta pristrasnost približno jednaka $1/T$ kada $N \rightarrow \infty$, što može dati prilično visoku vrednost ukoliko je T malo (jednačina 1.57).

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\gamma}^{FE} - \gamma) = -\frac{(1+\gamma)}{T} \left(1 - \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma}\right) \left[1 - \frac{1}{T} - \frac{2\gamma}{(1-\gamma)T} \left(1 - \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma}\right)\right]^{-1} \quad (1.56)$$

Za dovoljno veliko T , uz veliko N ta pristrasnost se značajno smanjuje i ocene postaju konzistentne. Štaviše, uključivanje dodatnih regresora ne otklanja ovu pristrasnost.

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\gamma}^{FE} - \gamma) \approx -\frac{(1+\gamma)}{T-1} \quad (1.57)$$

Ukoliko su i ostale objašnjavajuće promenljive (regresori) u određenom stepenu korelisane sa pomaknutom vrednošću zavisne promenljive, njihovi koeficijenti takođe mogu biti pristrasni. Opšti zaključak je da se kod uzoraka gde je $T > 30$, pristrasnost koja nastaje, kompenzuje sa njegovom većom preciznošću u odnosu na druge metode (Attanasio et al., 2000). S obzirom da ovo istraživanje obuhvata period od 20 godina (od 2000. do 2019. godine), uz skromno N (samo 14 zemalja), ocene dobijene metodom ONK se ne mogu smatrati pouzdanim. Ovaj metod podrazumeva da su i sve kontrolne objašnjavajuće promenljive egzogene. Međutim, endogenost i dalje može proizići iz drugih objašnjavajućih promenljivih tj. postojanja obrnutih uzročnosti (simultanost), pa mogu biti korelisani sa slučajnom greškom. U našem istraživanju, rast bruto domaćeg proizvoda, otvorenost za trgovinu, kao i realni devizni kurs su potencijalno endogene promenljive. Zbog svega toga je bilo neophodno uključiti instrumentalne promenljive, i koristiti druge ekonometrijske tehnike.

Jedno od mogućih rešenja ovog problema predložili su Anderson & Hsiao (1981) koje je u literaturi poznato kao pristup instrumentalnih promenljivih (AH metod) i zasniva se na oceni metodom dvostepenih najmanjih kvadrata (2SNK). U prvom koraku, uzimaju se prve diference originalnog modela, čijom transformacijom se eliminišu i individualni efekti i konstanta, ali i dalje ostaje korelacija između prve diference pomaknute zavisne promenljive i slučajne greške, koja je sada proces pokretnih sredina prvog reda ili MA(1) proces (jednačina 1.58).

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{it-1} + \beta_1 \Delta x_{1it} + \dots + \beta_k \Delta x_{kit} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (1.58)$$

Međutim, Δy_{it-1} je i dalje korelisano sa $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$, što daje nekonzistentne ocene. Konzistentne ocene parametara modela mogu se dobiti pomoću instrumentalnih promenljivih, konstruisanjem instrumenata za Δy_{it-1} . Anderson i Hsiao predlažu da adekvatna instrumentalna promenljiva za Δy_{it-1} može biti njena druga ili treća docnja y_{it-2} i y_{it-3} , ili njihova diferencija ($\Delta y_{it-2} = y_{it-2} - y_{it-3}$). Ukoliko je ε slučajan proces, druga i treća docnja mogu biti visoko korelisane sa pomaknutom vrednošću zavisne promenljive tj. prvom diferencijom (Δy_{it-1}), ali nekorelisane sa greškom modela $\Delta \varepsilon_{it}$. Čak i ako postoji razlog da je ε AR(1) proces, još uvek bi se mogla pratiti ova strategija pomeranja za period unazad, koristeći treću ili četvrtu docnju. Iz ovoga sledi da se ocene parametara γ i β dobijaju na osnovu metode 2SNK, jer se prvo ocenjuje uticaj y_{it-2} i y_{it-3} ili Δy_{it-2} na prvu diferenciju, a onda se ocenjuje uticaj instrumenata na zavisnu promenljivu. Ocena koeficijenta uz pomaknutu vrednost zavisne promenljive korišćenjem instrumentalne promenljive y_{it-2} , prikazana je u jednačini (1.59). Ocene su konzistentne ukoliko $N \rightarrow \infty$ ili $T \rightarrow \infty$ ili oba N i $T \rightarrow \infty$ (Anderson & Hsiao, 1981).

$$\hat{\gamma}_{IP} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (y_{it} - y_{it-1}) y_{it-2}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (y_{it-1} - y_{it-2}) y_{it-2}} \quad (1.59)$$

Pored pristupa instrumentalnih promenljivih koji su predložili Anderson i Hsiao (AH metod), u ovakvim situacijama primenjuje se i uopšteni metod momenata (GMM pristup) za ocenu koeficijenata dinamičkog panel modela koji su razvili Arellano & Bond (1991), kao i unapređena verzija sistemski GMM (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). Arellano i Bond (AB) smatraju da AH pristup, iako daje konzistentne ocene, ne uspeva da uzme u obzir sve potencijalne uslove ortogonalnosti tj. iskoristi sve potencijalne informacije iz uzorka. Glavni koncept AB strategije, je što podrazumeva da su instrumenti “interni” tj. zasnovani na docnjama promenljive koja se instrumentalizuje. Naravno, dozvoljeno je i uključivanje eksternih instrumenata. GMM pristup ocenjuje jednačinu prve diference, uzimajući kao instrumente pomaknute vrednosti zavisne promenljive, kao i pomaknute vrednosti objašnjavajućih promenljivih i u literaturi je poznat kao diferencirani GMM. Sistemski GMM pristup, zajedno ocenjuje jednačinu prve diference, i jednačinu u nivou uzimajući kao instrumente diference zavisne i diference objašnjavajućih promenljivih. Iako ocene dobijene ovom metodom su asimptotski nepristrasne i u poređenju sa ONK metodom i fiksnim efektima, imaju najmanju pristrasnost i varijansu, ovaj metod ima očigledan nedostatak koji se ogleda u velikom broju instrumenata. Roodman (2009) je ukazao da nije uvek dobro izabrati veliki broj docnji koji se koriste kao instrumenti u jednačini prve diference, jer GMM ocene pate od pristrasnosti prekomernih informacija, kada se broj instrumenata približi ili premaši broj grupa (zemalja). Baš iz tog razloga, ovaj pristup daje najbolje rezultate u panelima za kraći vremenski period, a veliki broj jedinica posmatranja (malo T , a veliko N). S obzirom da ovo istraživanje analizira samo 14 zemalja,

za period od 20 godina, u takvim situacijama, broj instrumenatalnih promenljivih često premašuje broj opservacija, tako da rezultati nisu pouzdani. Na to ukazuje i Šarganov test prekomerne identifikovanosti (Sargan, 1988), koji je korišćen u ovom radu za proveru validnosti instrumenata.

Iz prethodne analize se može zaključiti da je relevantan ekonometrijski metod za ovo istraživanje, AH procedura instrumentalnih promenljivih. Za testiranje validnosti instrumenata, korišćen je *Hansen-Sargan* test o prekomernoj identifikovanosti. Nulta hipoteza je da su instrumenti validni tj. nekorelisani sa greškom modela, a test statistika koja se koristi prati hi-kvadrat raspodelu. Za testiranje da li su izabrane endogene promenljive potencijalno egzogene, sproveden je i test endogenosti. Ukoliko se odbaci nulta hipoteza, zaključuje se da su izabrane objašnjavajuće promenljive zaista endogene. Ocene parametara modela dobijene na bazi pristupa instrumentalnih promenljivih, mogu biti pristrasne, ukoliko su instrumenti slabo korelisani sa endogenim promenljivim. Za proveru jačine instrumenata, korišćena je *Cragg-Donald Wald F* statistika, a Stock & Yogo (2005) su kreirali kritične vrednosti za nekoliko različitih nivoa pouzdanosti ocena (na osnovu pristranosti i veličine testa). Smatra se da je dozvoljena maksimalna pristrasnost do 30%.

U ovom istraživanju, pored pomaknute vrednosti zavisne promenljive (tekućeg bilansa), još neke objašnjavajuće promenljive su potencijalno endogene (rast bruto domaćeg proizvoda, realni devizni kurs i otvorenost zemlje za trgovinu). Prateći AH proceduru, pomaknuta vrednost tekućeg bilansa je instrumentalizovana sa njenom drugom i trećom docnjom. Rast BDP-a je instrumentalizovan sa njegovom prvom docnjom i privatnim investicijama. Realni devizni kurs i otvorenost zemlje za trgovinu su takođe, potencijalno endogene objašnjavajuće promenljive, ali budući da AH metod nije pouzdan za veliki broj instrumenata, kao i da realni devizni kurs ima odložen pun efekat na tekući bilans, u model su uključeni sa docnjom, čime je izbegnuta eventualna korelisanost sa greškom modela.

1.6 Ekonometrijski rezultati testiranja rikardijanske jednakosti i blizanačkih deficita

U ovom odeljku pruža se detaljan pregled ekonometrijskih rezultata analize panel podataka za zemlje CIE, koja ispituje uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans. Analiza obuhvata i ostale relevantne determinante tekućeg bilansa. Prvo su primenjeni standardni testovi jediničnog korena kako bi odredili nivo integrisanosti vremenskih serija. Zatim je primenjen osnovni panel model sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*), kao i statički panel model sa fiksnim efektima i rezultati ocena parametara su prikazani u prilogu ovog poglavlja. S obzirom na postojanje autokorelacije prvog reda i značajnog koeficijenta pomaknute vrednosti zavisne promenljive u skupu objašnjavajućih promenljivih, ocene dobijene standardnim metodom ONK su nekonzistentne. Konačno, za dobijanje pouzdanih rezultata ovog istraživanja, ocenjen je dinamički panel model primenom *Anderson* i *Hsiao* metode instrumentalnih promenljivih, i rezultati su prikazani u prvom delu ovog odeljka. U drugom delu odeljka, hipoteza blizanačkih deficita je testirana korišćenjem ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa umesto konsolidovanog fiskalnog bilansa. Takođe, ispitivana je moguća asimetričnost u vezi između fiskalnog bilansa i tekućeg bilansa u zavisnosti od salda tekućeg bilansa (suficit vs. deficit), perioda posmatranja (predkrizni vs. postkrizni period) i učešća

javnog duga u BDP-u. U četvrtom delu ovog odeljka proverena je robusnost dobijenih rezultata. Ekonometrijske analize su sprovedene primenom softverskog paketa *Stata*.

Analizom prirode vremenskih serija, utvrđeno je da vrednost kredita plasiranih privatnom sektoru iskazanih kao učešće u BDP-u, kao i stopa izdržavanog stanovništva, imaju po jedan jedinični koren, tako da se u modelu javljaju u formi prve diference, dok su ostale promenljive stacionarne i uključene u formi nivoa serije. U ovu svrhu, primenjeni su različiti testovi jediničnog korena za panele: *Levin–Lin–Chu* test, *Harris–Tzavalis* test, *Breitung* test i *Im–Pesaran–Shin* test i rezultati su prikazani u prilogu u tabeli A1.1. Kako bi se proverila pouzdanost ovih rezultata, urađena je i analiza jediničnog korena za svaku zemlju pojedinačno koristeći: prošireni *Dickey–Fuller* test, *Phillips–Peron* test, kao i *Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin* test.

1.6.1 Osnovni model

Kao što je objašnjeno u metodološkom delu rada, prvo je ocenjen statički panel sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*) i rezultati su prikazani u tabeli A1.3 u prilogu. Iz testova specifikacije, jasno se vidi da postoji ozbiljan problem autokorelacije reziduala, dok su varijanse grešaka modela homoskedastične. U drugom koraku, uključena je pomaknuta vrednost tekućeg bilansa u skup objašnjavajućih promenljivih, kako bi se proverila perzistentnost zavisne promenljive, iz čijih rezultata proizilazi da je ona visoko stastitički značajna (tabela A1.4 u prilogu). Zbog toga je potrebno sa statičkog modela preći na dinamički panel model, koji sada predstavlja relevantan model za ocenu parametara. S obzirom da se radi o skupu identičnih zemalja koje se prate iz godine u godinu, relevantan model koji se ocenjuje mora da obuhvati individualne karakteristike zemalja, koji mogu biti fiksni ili slučajni (Wooldridge, 2010). Primenom *Hausman* testa utvrđeno je da je neophodno analizirati panel model sa fiksnim efektima, dok vremenski efekti nisu značajni (tabela A1.5 u prilogu). Stoga, pored dinamičke komponente, u model je potrebno uključiti i slobodan član koji je specifičan za svaku zemlju (fiksni efekti). Rezultati ocenjenog dinamičkog panel modela sa fiksnim efektima, prikazani u tabeli A1.6 u prilogu, i dalje ukazuju na problem autokorelacije, kao i na problem heteroskedastičnosti varijanse grešaka modela. Zbog toga, model je ocenjen korišćenjem *Prais–Winsten* metodologije, koja vrši korekciju standardnih grešaka, i na taj način utiče na robusnost ocena na prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti (tabela A1.7 u prilogu).

Međutim, sa uključivanjem pomaknute vrednosti tekućeg bilansa (zavisne promenljive) u skup objašnjavajućih promenljivih, javlja se potencijalni problem korelisanosti nezavisne promenljive sa greškom modela odnosno problem endogenosti. Osim toga, i neke od ostalih determinanti tekućeg bilansa su potencijalno endogene, kao što su rast BDP (BDP_{rast}), otvorenost zemlje za trgovinu (OTV) i realni devizni kurs (RDK). Zbog toga, ocene dobijene metodom ONK nisu konzistentne, za uzorke gde je $T < 30$ (Attanasio et al., 2000), te je za dobijanje konzistentnih ocena primenjen *Anderson* i *Hsiao* pristup instrumentalnih promenljivih i rezultati su prikazani u tabeli 1.4. Pomaknuta vrednost tekućeg bilansa je instrumentalizovana sa njenom drugom i trećom docnjom (TB_{t-2} i TB_{t-3}), a rast BDP-a sa njegovom prvom docnjom i privatnim investicijama ($BDP_{rast,t-1}$ i $INVP$). Realni devizni kurs i otvorenost zemlje za trgovinu su takođe, potencijalno endogeni, ali budući da AH metod nije pouzdan za veliki broj instrumenata, kao i da realni kurs ima

odložen pun efekat na tekući bilans, u model su uključeni sa docnjom, čime je izbegnuta njegova eventualna korelisanost sa greškom modela.

Tabela 1.4 Dinamički panel model: AH pristup instrumentalnih promenljivih – zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,5087***	0,0606	0,000
FB_t	0,2745**	0,1338	0,041
BDP_rast _t	-0,6747***	0,1338	0,000
BND _t	0,0862*	0,0450	0,057
RDK _{t-1}	-0,0229	0,0411	0,578
OR _t	0,2613*	0,1387	0,061
OTV _{t-1}	0,0267	0,0189	0,159
ENERG _t	-0,0392*	0,0232	0,093
ΔKS _t	-0,0697*	0,0410	0,091
ΔIS _t	-0,7287	0,6011	0,227
V	-1,2436***	0,3119	0,000
Testovi specifikacije			
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	1,026		0,599
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> statistika	6,453	<i>Stock-Yogo</i> (pris. 20%)	
Test endogenosti	6,667		0,036

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

AH pristup instrumentalnih promenljivih sugerise da je koeficijent fiskalnog bilansa pozitivan i statistički značajan na nivou od 5%, podržavajući hipotezu blizanačkih deficita odnosno kenzijski pristup. Naime, $\beta_1 = 0,27$, što ukazuje na to da rast konsolidovanog fiskalnog deficita (kao učešće u BDP-u), ima tendenciju da pogorša deficit tekućeg bilansa. Ovo implicira odbacivanje teorije rikardijanske jednakosti, što znači da javni dug, zapravo, predstavlja teret za buduće poreske obveznike. Naime, ekspanzivna fiskalna politika vlade tj. rast fiskalnih deficita implicira rast potrošnje pojedinaca, tako da rast državne štednje nije kompenzovan dovoljnim rastom privatne štednje, te u vraćanju dugova države kroz buduća poreska opterećenja učestvuju budući poreski obveznici. AH pristup sugerise da rast deficita konsolidovanog fiskalnog bilansa kao učešće u BDP-u, od 1 procentnog poena utiče na pogoršanje tekućeg bilansa prikazanog kao učešće u BDP-u u iznosu od 0,27 procentnih poena. Ovaj rezultat je u skladu sa većinskim delom empirijske literature. Beetsma et al. (2008) su na uzorku zemalja EMU, utvrdili da rast državnih rashoda od 1% BDP-a, dovodi do pogoršanja trgovinskog bilansa od 0,5% BDP-a, dok su Corsetti & Müller (2006) pokazali da postoji snažniji pozitivan uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans u malim otvorenim privredama. Afonso et al. (2022) su analizirajući grupu od 12 zemalja u razvoju, pokazali da su blizanački deficiti prisutniji kod zemalja sa nižim dohocima, većim spoljnim dugom i fiksnim deviznim kursom. Što se tiče zemalja CIE, rezultati su vrlo skromni. Ganchev et al. (2012) su na uzorku zemalja CIE, članica

EU, u periodu od 1998. do 2009. godine, utvrdili statistički značajnu, ali slabu pozitivnu vezu koristeći statički panel sa fiksnim efektima, bez uključivanja kontrolnih promenljivih.

Pored fiskalnog bilansa kao učešća u BDP-u, u tabeli 1.4, nalaze se i ocene uticaja ostalih determinanti tekućeg bilansa. Rast BDP-a ima najveći uticaj na tekući bilans i to negativan, jer sa ubrzanim rastom, raste i uvoz repromaterijala i investicija u tehnologiju, što uz nisku domaću štednju, dovodi do većeg deficita tekućeg bilansa. Pozitivan predznak uz relativni bruto nacionalni dohodak, implicira da ispod prosečni dohodak po glavni stanovnika pogoršava saldo tekućeg bilansa. Pretpostavlja se da će siromašnije zemlje rasti brže od proseka i da se stoga zadužuju na ime budućih prihoda.

Uticaj realnog efektivnog deviznog kursa na tekući bilans je negativan, ali nije statistički značajan. Kao što je objašnjeno u odeljku 1.4, ovaj uticaj može biti dvosmislen. Realna apresijacija deviznog kursa, u početku dovodi do poskupljenja izvoznih proizvoda i usluga, dok uvozna roba pojeftinjuje. Ovo može privremeno povećati vrednost suficita tekućeg bilansa (ili smanjiti deficit). Međutim, kako vreme prolazi, relativno niže cene uvoznih proizvoda postepeno podstiču rast uvoza, dok se istovremeno smanjuje tražnja za domaćim proizvodima i uslugama. To može dovesti do postepenog smanjenja vrednosti suficita tekućeg bilansa i čak do pogoršanja bilansa u odnosu na prethodni nivo. Dakle, u početku možemo očekivati pozitivan koeficijent u vezi sa realnim deviznim kursom, ali kasnije može doći do negativnog koeficijenta. Ovaj fenomen je poznat u literaturi kao efekat *J*-krive. U našem primeru, vidimo da je koeficijent negativan, ali statistički neznačajan, što je potencijalno rezultat neutralisnja ova dva efekta.

Dalje, rezultati regresije ukazuju da poboljšanje odnosa razmene ima pozitivan efekat na tekući bilans. Ovo je u skladu sa *Harberger-Laursen-Metzler* efektom, koji predviđa da bi pad tekućeg dohotka kao posledica pogoršanja odnosa razmene, uticao na smanjenje privatne štednje, a samim tim i na pad tekućeg bilansa.

Otvorenost zemlje za trgovinu, pozitivno utiče na tekući bilans, što znači da sa rastom otvorenosti zemlje, raste i suficit ili se smanjuje deficit na tekućem računu, ali nije statistički značajan u ovom modelu.

Zemlje koje su više zavisne od uvoza nafte, imaju veći deficit tekućeg bilansa, tako da je predznak negativan. Razvoj finansijskih tržišta meren kao učešće plasiranih kredita privatnog sektora u BDP-u, ima očekivani negativan predznak, jer razvoj finansijskih tržišta u početnoj fazi ohrabruje potrošnju i smanjuje štednju, što ima uticaj na saldo tekućeg bilansa.

Takođe, promena koeficijenta izdržavanog stanovništva ima očekivani negativni predznak, ali statistički nije značajan.

Stepenasta veštačka promenljiva koja je uvedena kako bi obuhvatila efekte finansijske krize, uzima vrednost 1 za 2006. i 2009. godinu, i 2,5 za 2007. i 2008. godinu i visoko je statistički značajna. Visok negativan koeficijent uz veštačku promenljivu, sugeriše da krizni period dovodi do povećanja deficita tekućeg bilansa, što ukazuje na veću neravnotežu tokom tog perioda.

Sa stanovišta dijagnostičkih provera, svi testovi specifikacije su zadovoljeni. Prvo je sproveden *Hansen-Sargan* test o prekomernoj identifikovanosti. Kao što se vidi iz tabele 1.4, ne može se odbaciti nulta hipoteza o nekorelisanosti instrumenata sa greškom modela (na nivou značajnosti

od 1%), što ukazuje da su izabrane instrumentalne promenljive validne. Takođe, *Kleibergen-Paap* *rk Wald F* statistika, koristeći *Stock Yogo* kritične vrednosti, ukazuje na to da instrumenti nisu slabo korelisani sa endogenim regresorima (nivo pristrasnosti je 20%). Konačno, test endogenosti potvrđuje da su izabrane potencijalno endogene promenljive zaista endogene (p-vrednost je 0,036).

1.6.2 Testiranje uticaja ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa na tekući bilans

Dodatno, analiza se proširuje korišćenjem konvencionalnije mere fiskalne politike, a to je ciklično prilagođeni fiskalni bilans tj. CPFEB (detaljnije objašnjeno u odeljku 1.4.2). Cilj ove analize je ocena uticaja diskrecionih promena u fiskalnoj politici, kao što su promene poreza ili programa državnih rashoda, na tekući bilans. Ocenjeni model obuhvata identičan skup objašnjavajućih promenljivih tekućeg bilansa kao i osnovni model prikazan u prethodnom delu odeljka, samo što se umesto konsolidovanog fiskalnog bilansa analizira uticaj CPFEB.

Rezultati prikazani u tabeli 1.5, impliciraju da porast CPFEB kao učešća u BDP-u, ima veliki, pozitivan i statistički značajan uticaj na saldo tekućeg računa (0,3264). Očekivano, ovaj uticaj je veći i značajniji nego uticaj konsolidovanog fiskalnog bilansa na tekući račun, prikazan u osnovnom modelu (0,2745). Ovaj rezultat je u skladu sa nalazima u dosadašnjoj literaturi (Salvatore, 2006; Breuer & Nam, 2020) i ukazuje na činjenicu da je veći uticaj kada se promene poreske stope ili poreska osnova ili kada se uvedu novi programi državnih rashoda ili prošire postojeći, nego kada se fiskalni bilans menja usled cikličnih fluktuacija privrede.

Međutim, Bluedorn & Leigh (2011), kao i Breuer & Nam (2020) su dodatno, pokazali da značajno veći uticaj na tekući račun, ima fiskalna konsolidacija nego fiskalna ekspanzija. U ovom istraživanju, to je postignuto uvođenjem interaktivne promenljive između CPFEB i veštačke promenljive koja uzima vrednost 1 ukoliko je promena CPFEB pozitivna, a 0 ako je negativna. Na uzorku 14 zemalja CIE, ta hipoteza nije potvrđena, a rezultati su prikazani u tabeli A1.8 u prilogu ovog poglavlja.

Tabela 1.5 Dinamički panel model: uticaj CPFb na TB (AH pristup IP), zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	p – vrednost
TB _{t-1}	0,4893***	0,0629	0,000
CPFb_t	0,3264**	0,1529	0,034
BDP _{rast_t}	-0,6325***	0,1235	0,000
BND _t	0.0908**	0,0461	0,050
RDK _{t-1}	-0,0098	0,0412	0,812
OR _t	0,2967**	0,1300	0,023
OTV _{t-1}	0,0327*	0,0174	0,062
ENERG _t	-0.0400*	0,0221	0,071
ΔKS _t	-0.0638	0,0399	0,111
ΔIS _t	-0.3926	0,5842	0,502
V	-1.2982***	0,3092	0,000
Testovi specifikacije			
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	1,651		0,438
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> statistika	8,777	Stock-Yogo(pris. 10%)	7,56
Test endogenosti	6,073		0,048

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

Što se tiče ostalih objašnjavajućih promenljivih, one imaju isti očekivani znak kao u osnovnom modelu. Jedina razlika je što je u ovom modelu značajna i otvorenost zemlje za trgovinu. Svi testovi specifikacije su strogo zadovoljeni kao i u osnovnom modelu. Čak, *Kleibergen-Paap rk Wald F* statistika, odbacuje nultu hipotezu o slaboj identifikovanosti instrumenata sa nivoom pristranosti od 10%, dok je u prethodnom modelu ta pristranost iznosila 20%.

1.6.3 Testiranje asimetričnosti blizanačkih deficita u zavisnosti od salda tekućeg bilansa, perioda posmatranja i visine javnog duga

Kao što je najavljeno u poglavlju 1.4.2, sprovedene su i dodatne analize uključivanjem interaktivnih promenljivih. Cilj ovih analiza je provera asimetričnosti u uticaju fiskalne politike na spoljnoekonomsku ravnotežu u zavisnosti od različitih ekonomskih performansi zemlje. U okviru ove analize prvo se proučavaju blizanački deficiti u zavisnosti od salda tekućeg bilansa i to u dva pravca: suficit vs. deficit tekućeg bilansa i visoki deficiti (viši od 2% BDP-a) vs. umereni deficiti (niži od 2% BDP-a). Zatim su blizanački deficiti testirani u zavisnosti od perioda posmatranja (period krize vs. postkrizni period) i visine javnog duga prikazanog kao učešće u BDP-u. Analiziranjem ovih faktora, stičemo dublje razumevanje o tome kako ekonomske promene, poput finansijskih kriza ili nivoa javnog duga, mogu uticati na efekte fiskalne politike.

Pre svega, analiziran je uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans u zavisnosti od salda tekućeg bilansa tj. da li je tekući bilans u deficitu ili suficitu (jednačina 1.48). Iz tabele 1.6 se vidi da je

koeficijent uz interaktivnu promenljivu $FB_t * X_{tb}$, (β_2) statistički značajan (p-vrednost iznosi 0,061), što ukazuje da postoji razlika u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u zavisnosti od toga da li je zemlja u suficitu ili deficitu tekućeg bilansa. Konkretno, ukoliko se zemlja nalazi u deficitu tekućeg bilansa, uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans je prilično visok i značajan i iznosi 0,3214 (0,0737+0,2477), dok u slučaju suficita tekućeg bilansa, koeficijent iznosi 0,0737 i statistički je neznačajan. Možemo zaključiti, da u zemljama CIE u periodima deficita tekućeg bilansa važi hipoteza bliznačkih deficita, dok u periodima suficita važi rikardijanska jednakost.

Koeficijenti uz ostale determinante tekućeg bilansa su slični kao i u osnovnom modelu. Takođe, iz tabela se jasno vidi da su zadovoljeni i svi testovi specifikacije modela.

Tabela 1.6 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: deficit TB vs. suficit TB, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	p – vrednost
TB _{t-1}	0,4814***	0,0657	0,000
FB_t	0,0737	0,1651	0,656
FB_t*X_{tb}²	0,2477*	0,1316	0,061
BDP_rast _t	-0,6171***	0,1264	0,000
BND _t	0.1040**	0,0473	0,029
RDK _{t-1}	-0,0194	0,0395	0,623
OR _t	0,2474*	0,1342	0,067
OTV _{t-1}	0,0131	0,0197	0,507
ENERG _t	-0.0321*	0,0201	0,099
ΔKS _t	-0.0664*	0,0391	0,096
ΔIS _t	-0.3582	0,5980	0,550
V ¹	-1.2420***	0,3127	0,000
Testovi specifikacije			
Sargan-Hansen statistika	0,905		0,636
Kleibergen-Paap rk Wald F statistika	6,382	Stock-Yogo(pris. 20%)	
Test endogenosti	5,765		0,056

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{tb} uzima vrednosti 1 ukoliko je tekući bilans u deficitu (215 jedinica ima vrednost 1, a 65 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Sličan rezultat se dobija i ukoliko je granica deficita tekućeg bilansa 2% BDP-a (tabela 1.7). Granica od 2% BDP-a tekućeg deficita je u skladu sa politikom održanja monetarne stabilnosti Evropske centralne banke. U situaciji, kada zemlje CIE imaju deficit tekućeg bilansa kao učešće u BDP-u iznad 2% BDP-a, deficit fiskalnog bilansa vodi pogoršanju deficita tekućeg bilansa i taj uticaj je sličan kao u prethodnom slučaju, kada je granica 0 i iznosi 0,3190 (0,2008+0,1182). Kada je deficit tekućeg bilansa ispod 2% BDP-a, uticaj fiskalnog bilansa na spoljnoekonomsku ravnotežu je statistički neznačajan, što je u skladu sa rikardijanskom jednakošću.

Ovi rezultati su u skladu sa empirijskim istraživanjem koje je sprovedeno na uzorku 33 evropske zemlje (Forte&Magazzino, 2013). U toj studiji, uzorak je bio podeljen u dve grupe na osnovu prosečnih vrednosti tekućeg bilansa po zemljama. Njihovi rezultati su pokazali da dugoročni budžetski deficiti utiču na povećanje deficita tekućeg bilansa samo u zemljama sa prosečnim

deficitom tekućeg bilansa u posmatranom periodu iznad 2% BDP-a. Za razliku od njih, u ovoj studiji smo se fokusirali na period visokih i niskih deficita tekućeg bilansa, i potvrdili isti rezultat. Ovi nalazi ukazuju na to da je u periodima visokih deficita tekućeg bilansa, izuzetno važna uloga fiskalne politike u održavanju spoljnih ravnoteža.

Tabela 1.7 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: deficit TB iznad 2% BDP-a vs. deficit TB ispod 2% BDP-a, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	p – vrednost
TB _{t-1}	0,4849***	0,0658	0,000
FB_t	0,1182	0,1581	0,456
FB_t*X_{tb}²	0,2008*	0,1136	0,079
BDP _{rast} _t	-0,6120***	0,1328	0,000
BND _t	0.0965**	0,0475	0,043
RDK _{t-1}	-0,0193	0,0387	0,619
OR _t	0,2720**	0,1371	0,049
OTV _{t-1}	0,0185	0,0183	0,314
ENERG _t	-0.0361	0,0220	0,103
ΔKS _t	-0.0707*	0,0425	0,098
ΔIS _t	-0.4531	0,5931	0,446
V ¹	-1.2035***	0,3104	0,000
Testovi specifikacije			
Sargan-Hansen statistika	0,905		0,636
Kleibergen-Paap rk Wald F statistika	6,382	Stock-Yogo(pris. 20%)	
Test endogenosti	5,765		0,056

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{tb} uzima vrednosti 1 ukoliko je deficit tekućeg bilansa iznad 2% BDP-a (172 jedinice imaju vrednost 1, a 108 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Drugo istraživačko pitanje je da li se uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans promenio nakon svetske finansijske krize. Iz deskriptivne perspektive sa grafikona 1.3, može se uočiti da tokom predkriznog perioda i za vreme krize dolazi do potpunog razmimoilaženja između fiskalnog i tekućeg bilansa, dok nakon krize se ponovo vraćaju na sličnu liniju trenda. To implicira da spoljni bilans i drugi makroekonomski agregati mogu drugačije reagovati na fiskalne stimuluse u periodima ekspanzija i u periodima krize i sporog rasta u odnosu na ostale periode. Takođe, zemlje CIE su se tokom vremena promenile, postale su razvijenije, povećale domaću štednju i smanjile zavisnost od inostranog kapitala, što je rezultiralo smanjenjem spoljnoekonomskih neravnoteža. Kako bi proverili, da li postoji razlika u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u predkriznom i kriznom periodu u odnosu na period nakon finansijske krize iz 2008. godine, u model se opet uvodi interaktivna promenljiva, pomoću koje se analizira asimetričnost blizanačkih deficita u predkriznom periodu u odnosu na krizni period (jednačina 1.49). Kao što se može primetiti iz tabele 1.8, koeficijent uz interaktivnu promenljivu je visok, pozitivan i statistički značajan (p-vrednost je 0,000) i iznosi 0,4921 (-0,0280+0,5201). Zapravo, fiskalni bilans ima očekivani pozitivan znak u postkriznom periodu, dok u periodu pre i tokom krize, je statistički neznačajan. AH pristup pokazuje da u predkriznom i kriznom periodu, fiskalni bilans nema nikakav uticaj na tekući bilans u zemljama CIE, dok u postkriznom

periodu važi hipoteza blizanačkih deficita. Može se zaključiti, da pre i tokom krize preovladava rikardijanski pristup, dok u postkriznom periodu dominira kenzijanski pristup. Ovo je i očekivan rezultat, jer usled velikog pada BDP-a koji je usledio u krizi i nakon nje, dolazi i do pada privatne potrošnje, ali i privatne štednje, što povećava negativan jaz između domaće štednje i investicija (S-I), pa raste potreba za finansiranjem iz inostranstva, a to ima za posledicu rast tekućeg deficita, tako da je efekat fiskalne politike zanemarljiv. Nakon izlaska iz recesije, fiskalna politika opet počinje da ima značajan uticaj na spoljnoekonomsku ravnotežu.

Takođe, iz tabele 1.8 se može videti da su se promenile značajnosti ostalih determinanti tekućeg bilansa. Pre svega, vidi se snažniji uticaj rasta BDP-a na tekući bilans, što je očekivano, pogotovu u periodu krize. Promena realnog deviznog kursa ima očekivani negativan predznak i statistički je značajan, tj. realna apresijacija kursa dovodi do pogoršanja salda na tekućem računu. Energetska zavisnost više nije u skupu statistički značajnih promenljivih, kao ni odnosi razmene, ali zato otvorenost zemlje za trgovinu je statistički značajna na nivou značajnosti od 10%.

Kao što se vidi iz tabele 1.8, model prolazi i sve dijagnostičke testove. Nešto je niža vrednost *Kleibergen-Paap rk Wald F* statistika, nego u prethodnim modelima, ali odbacuje se nulta hipoteza o slaboj korelisanosti instrumenata i endogene promenljive sa maksimalnom vrednošću pristrasnosti od 30%.

Tabela 1.8 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: predkrizni/krizni period vs. postkrizni period, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna Greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,5366***	0,0615	0,000
FB_t	-0,0280	0,1445	0,847
FB_t*X_k²	0,5201***	0,1341	0,000
BDP_rast _t	-0,8261***	0,1464	0,000
BND _t	0,1100**	0,0486	0,025
RDK _{t-1}	-0,0579*	0,0342	0,092
OR _t	0,1204	0,1535	0,434
OTV _{t-1}	0,0323*	0,0190	0,099
ENERG _t	-0,0170	0,0255	0,506
ΔKS _t	-0,0714*	0,0427	0,097
ΔIS _t	-1,0702*	0,6087	0,080
V ¹	-1,4562***	0,3235	0,000
Testovi specifikacije			
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	0,727		0,695
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> statistika	5,055	<i>Stock-Yogo</i> (pris. 30%)	4,73
Test endogenosti	9,048		0,011

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_k uzima vrednosti 1 za postkrizni period od 2009. do 2019. godine (154 jedinice ima vrednost 1, a 126 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Sledeća dodatna analiza se odnosi na analizu stabilnosti veze između fiskalnog i tekućeg bilansa u zavisnosti od visine javnog duga. U ovoj analizi, primenjen je ekonometrijski dinamički panel model sa pragom i to pristup koji su predložili Seo & Shin (2016) koji dozvoljava endogenost svih promenljivih, uključujući i promenljivu praga, što je u ovom slučaju javni dug kao učešće u BDP-u. Glavni nedostatak ovog modela je što se ne može izdvojiti uticaj nezavisne promenljive od interesa (u našem slučaju fiskalnog bilansa), već u obzir uzima sve determinante tekućeg bilansa. Stoga, ovaj prvi korak će poslužiti da se odredi prag duga koji je značajan u analizi tekućeg bilansa, a u drugom koraku se sa uključivanjem interaktivne promenljive, analizira da li postoji razlika u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u zavisnosti od visine tog praga. U dosadašnjoj literaturi, korišćen je Hansenov model sa pragom (Hansen, 1999), koji pretpostavlja da su sve nezavisne promenljive egzogene, uključujući i promenljivu praga, što ovde nije odgovarajuća pretpostavka, jer kao što je objašnjeno u prethodnim poglavljima, postoji nekoliko potencijalno endogenih promenljivih.

Tabela 1.9 Veza između fiskalnog i tekućeg bilansa u zavisnosti od visine javnog duga, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna Greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,5438***	0,0580	0,000
FB_t	0,2970**	0,1238	0,017
FB_t*X_d²	-0,4288*	0,2545	0,094
BDP _{rast,t}	-0,6641***	0,1310	0,000
BND _t	0,0780*	0,0472	0,100
RDK _{t-1}	-0,0199	0,0407	0,626
OR _t	0,2015	0,1403	0,153
OTV _{t-1}	0,0250	0,0186	0,181
ENERG _t	-0,0232	0,0215	0,282
ΔKS _t	-0,0682*	0,0408	0,098
ΔIS _t	-0,7039	0,6111	0,251
V ¹	-1,2846***	0,3177	0,000
Testovi specifikacije			
Sargan-Hansen statistika	0,980		0,613
Kleibergen-Paap rk Wald F statistika	6,902	Stock-Yogo(pris. 20%)	5,57
Test endogenosti	6,356		0,042

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_d uzima vrednosti 1 ukoliko je javni dug kao učešće u BDP-u ispod 22,4% i 0 za ostalo (56 jedinica ima vrednost 1, a 224 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Model sa pragom nam sugeriše da postoji samo jedan prag i to na nivou od 22,4%. Zbog toga je uvedena veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za dug ispod 22,4% BDP-a, i vrednost 0 za dug iznad 22,4% BDP-a. Ocenjeni koeficijenti, dobijeni AH metodom instrumentalnih promenljivih prikazani su u tabeli 1.9. Rezultati nam sugerišu da u slučaju javnog duga ispod 22,4% BDP-a, postoji statistički značajna divergencija blizanačkih deficita tj. negativna veza između fiskalnog bilansa i tekućeg bilansa koja iznosi -0,1318 (0,2970+(-0,4288)). Sa druge strane, za učešće duga u BDP-u iznad 22,4%, rezultati su u skladu sa hipotezom blizanačkih deficita (0,2970). Konkretno, ovi rezultati su slični procenama koje su dobili Šuliková & Tykhonenko (2017), analizirajući 14 zemalja Evropske

unije. Oni su dobili negativnu vezu između fiskalnog i tekućeg bilansa na nivou duga do 40%, pozitivnu vezu između 40% i 96,6% duga, i opet negativnu, ali statistički neznačajnu vezu za javni dug veći od 96,6%. Takođe, Nickel & Vansteenkiste (2008) su na uzorku 22 industrijske zemlje u periodu od 1981. do 2005. godine, pokazali da se zemlje sa učešćem duga iznad 90% ponašaju rikardijanski, a ispod tog praga važe blizanački deficiti. Primenom istog modela na 11 najvećih zemalja Evrozone, dobili su nešto niži prag, a to je nivo od 80%, što nam sugeriše da su evropljani senzitivniji na rast javnog duga. U uzorku ove disertacije, drugi prag nije pronađen, jer u posmatranom periodu, najveći prosečan javni dug u zemljama CIE iznosi 80,4% BDP-a. Takođe, varijacije javnog duga u uzorku su niske, tako da nije pronađena značajna razlika u uticaju fiskalnog bilansa na tekući bilans u zavisnosti od visine javnog duga.

Ovo istraživanje pruža empirijske dokaze, koji su u skladu sa prethodnim istraživanjima, o postojanju blizanačkih deficita u zemljama CIE. Osnovna specifikacija modela ukazuje da smanjenje fiskalnog deficita od 1% BDP-a smanjuje deficit tekućeg bilansa u odnosu na BDP za 0,27 procentnih poena. Dakle, smanjenje deficita tekućeg računa za 1% BDP-a bi zahtevalo fiskalnu konsolidaciju od otprilike 3,7% BDP-a. Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans je još jači ukoliko se posmatra uticaj konsolidovanog fiskalnog bilansa očišćen od cikličnih fluktuacija privrede (CPFB), i taj uticaj na tekući bilans u odnosu na BDP iznosi 0,33 procentna poena. To znači da veći efekat na tekući bilans, ima promena poreskih stopa ili promena poreske osnovice, kao i uvođenje novih programa državnih rashoda ili proširenje postojećih, nego kada se fiskalni bilans menja usled cikličnih fluktuacija privrede. Takođe, na osnovu ovih analiza se uočava da su efekti povećanja fiskalnog bilansa na poboljšanje tekućeg bilansa značajniji ukoliko zemlja ostvaruje tekuće deficite iznad 2% BDP-a nego ukoliko su ti deficiti niži ili se čak ostvaruju suficiti. Konačno, veći efekat fiskalne politike na spoljnoekonomsku ravnotežu ostvaruje se u postkriznom periodu (tekući bilans u odnosu na BDP se menja za čak 0,5 procentnih poena), nego u periodu krize i periodu ubrzanog razvoja zemalja CIE. U fazi ubrzanog razvoja zemalja CIE, kada je usledio veliki priliv inostranog kapitala koji je uglavnom finansirao ekspanzivan rast investicija, uz vrlo niske stope domaće štednje, efekat mera fiskalne politike nije imao statistički značajan uticaj na spoljnoekonomsku ravnotežu.

1.6.4 Provera robusnosti

Provera robusnosti rezultata je sprovedena u dva pravca. Prvo, smanjen je broj zemalja u uzorku, tako što su isključene zemlje CIE koje nisu članice Evropske unije, a to su Albanija, Severna Makedonija i Srbija, koje su ujedno i najmanje razvijene zemlje u uzorku¹⁰. U prvoj koloni u tabeli 1.10 su prikazani rezultati osnovnog modela u kome se ocenjuje uticaj stvarnog konsolidovanog fiskalnog bilansa, a u drugoj modela kojim se procenjuje uticaj ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa. Blizanački deficit važi u oba slučaja kao i kod analize svih zemalja CIE, ukazujući na stabilnost ovog rezultata. Štaviše, koeficijenti uz te promenljive su veći (0,33 i 0,43, u odnosu na 0,27 i 0,33, respektivno) i za osnovni model statistički značajniji (1% u odnosu na 5%) nego u širem modelu. Treća i četvrta kolona sadrže rezultate dodatnih analiza koje uključuju interkativne promenljive u skup objašnjavajućih promenljivih, koje analiziraju ovu vezu u zavisnosti od toga da li se zemlja nalazi u deficitu ili suficitu tekućeg bilansa odnosno da li je deficit tekućeg bilansa iznad ili ispod 2%

¹⁰ Rezultati za ovu grupu zemalja predstavljani su u Rašković (2022)

vrednosti BDP-a. Rezultati iz tabele sugerišu da u zemljama CIE koje su članice EU ne postoji razlika u uticaju fiskalne politike na tekući bilans u zavisnosti od veličine salda spoljnog računa. Ovo je u suprotnosti sa rezultatima koji su dobijeni analizirajući sve zemlje CIE, što ukazuje na senzitivnost ovog rezultata na promenu skupa zemalja. Iz poslednje, pete kolone, vidimo da se odbacuje teorija rikardijanske jednakosti u postkriznom periodu, a prihvata u kriznom i predkriznom periodu, potvrđujući stabilnost ovog rezultata koji je predstavljen u osnovnom istraživanju. Znakovi ostalih objašnjavajućih promenljivih se takođe, nisu menjali, što dodatno potvrđuje validnost modela. Što se tiče statističke značajnosti, interesantno je primetiti da je u analizi ove grupe zemalja, značajan i demografski faktor tj. stopa izdržavanog stanovništva, kao i otvorenost zemlje za trgovinu.

Tabela 1.10 Dinamički panel model: zemlje CIE u Evropskoj Uniji

Promenljive	Osnovni model	Model sa CPFB	Suficit vs. deficit	Nizak vs. visok deficit	Kriza vs. postkrizni period
TB _{t-1}	0,5304***	0,5520***	0,5614***	0,5707***	0,5910***
FB_t	0,3332***		0,2495	0,3151*	0,0028
CPFB_t		0,4306**			
FB_t*X_{tb}²			0,1617		
FB_t*X_{tb1}³				0,0653	
FB_t*X_k⁴					0,4877***
BDP _{rast,t}	-0,7815***	-0,7267***	-0,7443***	-0,7544***	-0,8493***
BND _t	0,0934*	0,0885*	0,0968*	0,0833*	0,1107**
RDK _{t-1}	-0,0367	0,0293	0,0116	0,0129	-0,0176
OR _t	0,2854*	0,2043*	0,1275*	0,1294	0,0102
OTV _{t-1}	0,0557*	0,0351	0,0104	0,0164	0,0376*
ENERG _t	-0,0571**	-0,0500**	-0,0429*	-0,0437*	-0,0258
KS _t	-0,0583	-0,0568	-0,0630	-0,0645*	-0,0633
IS _t	-1,2492*	-0,4926	-0,5950	-0,6427	-1,2379*
V ¹	-1,1614***	-1,1836***	-1,0679***	-1,0539**	-1,3373***
Testovi specifikacije					
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	3,754 (0,153)	2,095 (0,351)	3,519 (0,172)	3,546 (0,170)	0,915 (0,633)
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> <i>statistika</i>	10,286	10,053	8,382	7,745	7,474
Test endogenosti	10,767 (0,005)	10,760 (0,005)	11,220 (0,004)	11,843 (0,003)	13,121 (0,001)

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{tb} uzima vrednosti 1 ukoliko je tekući bilans u deficitu, 0 za suficit (156 jedinica ima vrednost 1, a 64 jedinica 0)

³X_{tb1} uzima vrednosti 1 ukoliko je deficit tekućeg bilansa iznad 2% BDP-a (121 jedinica ima vrednost 1, a 99 jedinica 0)

⁴X_k uzima vrednosti 1 za postkrizni period od 2009. do 2019. godine (121 jedinica ima vrednost 1, a 99 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Drugi pravac provere senzitivnosti rezultata, odnosi se na variranje ostalih determinanti tekućeg bilansa. Naime, prvo je uključena inflacija, koja se u nekim prethodnim istraživanjima pojavljuje u skupu objašnjavajućih promenljivih. Kao što se može videti iz tabele 1.11, svi koeficijenti uz fiskalni bilans, CPFB i interaktivne promenljive su statistički značajni, potvrđujući sve empirijske nalaze iz prethodnih poglavlja. Jedini problem koji se javlja je multikolinearnost između inflacije i

odnosa razmene. Naime, sa uključivanjem inflacije, gubi se značajnost koeficijenta uz odnose razmene, pa čak se u posljednjem slučaju menja i znak. Svi dijagnostički testovi su zadovoljeni, ali je važno napomenuti da test endogenosti prolazi na nivou od 10% značajnosti.

Tabela 1.11 Variranje skupa objašnjavajućih promenljivih 1 (uključivanje inflacije), CIE

Promenljive	Osnovni model	Model sa CPF	Suficit vs. deficit	Nizak vs. visok deficit	Kriza vs. postkrizni period
TB _{t-1}	0,4767***	0,4680***	0,4537***	0,4608***	0,4943***
FB_t	0,2881**		0,0877	0,1400	-0,0120
CPF_t		0,3148**			
FB_t*X_{tb}²			0,2584*		
FB_t*X_{tb1}³				0,1998*	
FB_t*X_k⁴					0,5161***
INF _t	-0,1563*	0,1257	-0,1589*	-0,1497*	-0,1772*
BDP _{rast,t}	-0,6479***	-0,6069***	-0,5967***	-0,5954***	-0,7913***
BND _t	0,0932*	0,1034**	0,1210**	0,1112**	0,1076**
RDK _{t-1}	-0,0297	-0,0167	-0,0280	-0,0275	-0,0640
OR _t	0,1490	0,2380*	0,1597	0,1886	-0,0154
OTV _{t-1}	0,0150	0,0291	-0,0066	0,0127	0,0145
ENERG _t	-0,0217	-0,0314	-0,0208	-0,0261	-0,0062
KS _t	-0,0738*	-0,0661*	-0,0706*	-0,0747*	-0,0760*
IS _t	-0,6483	-0,5580	-0,5619	-0,6506	-0,7279
V ¹	-1,1434***	-1,2299***	-1,1607***	-1,1241***	-1,3215***
Testovi specifikacije					
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	1,387 (0,500)	2,148 (0,342)	1,454 (0,483)	1,938 (0,379)	0,839 (0,657)
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> statistika	6,928	9,068	6,571	5,953	5,464
Test endogenosti	5,765 (0,056)	5,120 (0,077)	4,800 (0,091)	4,460 (0,107)	7,731 (0,021)

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{tb} uzima vrednosti 1 ukoliko je tekući bilans u deficitu, 0 za suficit (215 jedinica ima vrednost 1, a 65 jedinica 0)

³X_{tb1} uzima vrednosti 1 ukoliko je deficit tekućeg bilansa iznad 2% BDP-a (172 jedinice imaju vrednost 1, a 108 jedinica 0)

⁴X_k uzima vrednosti 1 za postkrizni period od 2009. do 2019. godine (154 jedinice ima vrednost 1, a 126 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Pored inflacije, u tabeli 1.12 uključena je i neto inostrana aktiva (NIA). Neto inostrana aktiva (NIA) se odnosi na ukupnu vrednost imovine i potraživanja koje poseduje jedna zemlja prema ostalim zemljama, umanjenu za ukupne obaveze prema ostalim zemljama. Ako je NIA pozitivna, to znači da zemlja ima veću vrednost svoje imovine i potraživanja u odnosu na svoje obaveze prema ostalim zemljama. Ovo može ukazivati na to da je zemlja neto kreditor i da ima veći izvoz robe, usluga, kapitala ili investicija u odnosu na uvoz. Sa druge strane, ako je NIA negativna, to znači da zemlja ima veće obaveze prema ostalim zemljama u odnosu na svoju imovinu i potraživanja. Neto inostrane aktive su važne jer odražavaju ekonomsku poziciju jedne zemlje u međunarodnom kontekstu.

Neto inostrana aktiva se takođe pojavljuje u skupu determinanti tekućeg bilansa, ali zbog velikog broja nedostajućih podataka, nije ušla u konačan model. Sa dodavanjem ove promenljive, u osnovnom modelu i modelu sa ciklično prilagođenim fiskalnim bilansom dodatno raste uticaj budžetskog bilansa na spoljnu ravnotežu i odbacivanja rikardijanske jednakosti. Sada β_1 koeficijenti uz fiskalni bilans i ciklično prilagođeni fiskalni bilans iznose 0,38 i 0,60 respektivno, a značajnost je na nivou od 1%. Veza između fiskalnog i tekućeg bilansa je potvrđena i u postkriznom period (5. kolona), dok razlika u vezi između ova dva bilansa u zavisnosti od salda tekućeg bilansa nije potvrđena. Takođe, svi testovi specifikacije potvrđuju validnost modela.

Tabela 1.12 Variranje skupa objašnjavajućih promenljivih 2 (uključivanje NIA), zemlje CIE

Promenljive	Osnovni model	Model sa CPFB	Suficit vs. deficit	Nizak vs. visok deficit	Kriza vs. postkrizni period
TB _{t-1}	0,5047***	0,4582***	0,4909***	0,4916***	0,5339***
FB_t	0,3800***		0,2776	0,2890*	0,0667
CPFB_t		0,6021***			
FB_t*X_{tb}²			0,1497		
FB_t*X_{tb1}³				0,1433	
FB_t*X_k⁴					0,4001***
NIA _t	0,0661***	0,0707***	0,0669***	0,0699***	0,0495***
BDP _{rast,t}	-0,9411***	-0,9329***	-0,9213***	-0,9215***	-0,9497***
BND _t	0,0033	0,0361	0,0196	0,0129	0,0298
RDK _{t-1}	-0,0324	-0,0005	-0,0327	-0,0340	-0,0474
OR _t	0,1301*	0,0924*	0,1221*	0,1129*	0,1797*
OTV _{t-1}	0,0058	0,0202	-0,0009	0,0027	0,0128
ENERG _t	-0,0266	-0,0394*	-0,0254	-0,0261	-0,0200
KS _t	-0,0778*	-0,0721*	-0,0768*	-0,0800*	-0,0743*
IS _t	0,1521	0,3454	0,2081	0,1547	-0,2839
V ¹	-1,0206**	0,3990***	-1,0247**	-0,9838**	-1,1941***
Testovi specifikacije					
Sargan-Hansen statistika	1,625 (0,444)	1,457 (0,483)	1,603 (0,449)	1,729 (0,421)	1,988 (0,370)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistika	6,056	7,159	6,122	5,986	6,094
Test endogenosti	16,423 (0,000)	14,593 (0,000)	16,857 (0,000)	16,612 (0,000)	15,753 (0,000)

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{tb} uzima vrednosti 1 ukoliko je tekući bilans u deficitu, 0 za suficit (215 jedinica ima vrednost 1, a 65 jedinica 0)

³X_{tb1} uzima vrednosti 1 ukoliko je deficit tekućeg bilansa iznad 2% BDP-a (172 jedinice imaju vrednost 1, a 108 jedinica 0)

⁴X_k uzima vrednosti 1 za postkrizni period od 2009. do 2019. godine (154 jedinice ima vrednost 1, a 126 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

Analizom robusnosti, definitivno je potvrđena stabilnost rezultata prihvatanja hipoteze blizanačkih deficita tj. odbacivanja teorije rikardijanske jednakosti za oba modela, i kod konsolidovanog fiskalnog bilansa (kao % BDP-a) i kod ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa (kao % BDP-a) na uzorku zemalja CIE u periodu od 2000. do 2019. godine. Takođe, rezultat potvrde rikardijanske jednakosti u predkriznom i kriznom periodu, nasuprot njenom odbacivanju u

postkriznom periodu je takođe prošao sve analize osetljivosti. Potvrda hipoteze blizanačkih deficita u situaciji kada zemlje beleže deficite na tekućem računu i/ili deficite veće od 2% BDP-a na tekućem računu, nije stabilna sa variranjem grupe zemalja i uključivanjem neto inostrane aktive u skup objašnjavajućih promenljivih.

1.7 Analiza teorije rikardijanske jednakosti na slučaju Srbije

U ovom delu disertacije ispituje se empirijski odnos između fiskalnog deficita i salda tekućeg bilansa, koristeći kvartalne podatke za Srbiju u periodu od 2005. do 2020. godine. Srbija je, sa velikim zakašnjenjem u odnosu na većinu zemalja CIE, započela proces tranzicije nakon što je poslednju deceniju prošlog veka, provela u ratnim sukobima i sankcijama. To je nakon 2000. godine podrazumevalo potrebu za sprovođenjem značajnih investicija u fizički i ljudski kapital u kratkom vremenskom periodu, budući da je fizički kapital po radniku bio nizak, usled čega su produktivnost i realni dohoci bili niski. Zbog očekivanja građana da će dohodak u budućem periodu rasti, uz povoljne uslove likvidnosti na međunarodnom tržištu kapitala, domaćinstva i preduzeća su uzimali kredite kako bi finansirali investicije i potrošnju, što je uticalo na snažan rast agregatne tražnje koji je bio brži od kapaciteta domaće privrede da ih apsorbuje. Ovaj apsorpcioni bum je doveo do povećanja uvoza investicione opreme i potrošačkih dobara i usluga, što je dovelo do brzog rasta trgovinskih i tekućih deficita. Deficit tekućeg računa u 2004. godini iznosio je -13,18% BDP-a i povećao se na -19,87% u 2008. godini tokom svetske finansijske krize. Nakon krize, došlo je do postepenog smanjenja tekućih deficita, koji je u 2012. godini i dalje bio na visokom nivou i iznosio -12,79% BDP-a, a nakon toga u proseku se beleže deficiti od -4,95% BDP-a. Ovo je rezultat, realne depresijacije deviznog kursa, smanjenja agregatne tražnje usled krize, manje ponude kapitala (koji je do 2014. bio skup), i rasta domaće štednje, što je sve uticalo na smanjenje deficita tekućeg bilansa.

Slično kao i kod svih zemalja CIE, u Srbiji dolazi do novog pogoršanja tekućeg računa u 2021. godini, pretežno zbog energetske krize izazvane ratom u Ukrajini. Ovaj rat je poremetio globalna energetska tržišta, generišući veoma visoke cene energije i stavljaajući sve uvoznike energije u nepovoljan položaj. Dodatno, Srbija usled lošeg upravljanja elektroprivredom nije uspela da proizvede dovoljno električne energije za domaću tražnju, pa je struja tokom 2021. uvožena po veoma visokim cenama. Pored toga, Srbija se potencijalno može suočiti sa značajnim povećanjem državnih troškova u kratkom i srednjem roku kao rezultat povećanja subvencija kako bi se pokrila velika razlika između visokih tržišnih cena gasa i električne energije i niskih cena koje plaćaju stanovnici Srbije. Ovo potencijalno fiskalno proširenje može dodatno pogoršati deficit tekućeg računa.

Ispitivanje hipoteze blizanačkih deficita u Srbiji gotovo da ne postoji u literaturi do sada. Tosun et al. (2014) su u okviru istraživanja veće grupe zemalja, u periodu od 2003. do 2010. godine, razmatrali Srbiju, ali nisu pronašli dugoročnu vezu između ova dva deficita. S druge strane, Zildžović (2015) je analizirao determinante tekućeg računa u Srbiji pomoću tehnika uprosečavanja modela. On je otkrio da smanjenje budžetskog deficita pozitivno utiče na poboljšanje tekućeg računa, što je u skladu sa hipotezom blizanačkih deficita.

Za ocenu veze između konsolidovanog salda fiskalnog bilansa i salda tekućeg računa u Srbiji, koristeći kvartalne podatke u periodu od 2005. do 2020. godine, primenjene su različite

ekonometrijske tehnike. Prvo je primenjen metod ONK, ali i uopšteni metod momenata (GMM), zbog autokorelacije prvog reda. Na osnovu kompleksnog vektorskog autoregresionog (VAR) modela, zajedno sa Grejndžerovim testom uzročnosti, dekompozicijom varijanse greške prognoze i funkcijom impulsnog odziva, ovo istraživanje ispituje dinamičke odnose koji postoje između konsolidovanog fiskalnog deficita i salda tekućeg računa u Srbiji, koristeći kvartalne podatke u periodu od 2005. do 2020. godine, pored ostalih determinanti tekućeg bilansa. Osim toga, radi izolacije trenutnih uticaja, redukovani oblik VAR modela je transformisan u strukturni vektorski autoregresioni (SVAR) model kratkoročnih uticaja. Rezultati ovih analiza sugerišu da budžetski deficiti dovode do pogoršanja salda tekućeg računa. Ovo ukazuje na činjenicu da se potrošači u Srbiji ne ponašaju rikardijanski, potvrđujući postojanje uticaja fiskalne politike na spoljnu ravnotežu. Ipak, ocene Grejndžerove uzročnosti ukazuju na postojanje obostrane uzročnosti blizanačkih deficita u Srbiji. Konkretno, pored uticaja fiskalnog bilansa na saldo tekućeg računa, utvrđen je slab i statistički značajan uticaj deficita tekućeg računa u prethodnom periodu na tekuće fiskalne deficite.

Kao dodatna provera robustnosti, primenjen je uopšteni metod momenata (GMM metod) zbog visokog i značajnog koeficijenta uz pomaknutu vrednost tekućeg računa. Na taj način, pomaknuta vrednost tekućeg računa je uključena u skup objašnjavajućih promenljivih, što je rezultiralo dinamičkim modelom. Međutim, s obzirom na to da je *Durbin-Wu-Hausman* test pokazao da ne postoji problem endogenosti u modelu, procene dobijene metodom ONK se mogu smatrati relevantnim. Ovi rezultati takođe potvrđuju pozitivan odnos između ova dva salda i potvrđuju hipotezu blizanačkih deficita u Srbiji.

Ovo istraživanje za Srbiju doprinosi postojećoj literaturi u nekoliko aspekata. Prvo, korišćene su različite ekonometrijske tehnike ispitivanja blizanačkih deficita u Srbiji, s ciljem izbegavanja grešaka u oceni uzročnosti. Drugo, analiziran je kompleksni vektorski autoregresioni model, kako bi se izbegle greške zbog izostavljanja relevantnih promenljivih. Treće, ovo istraživanje otkriva ulogu fiskalne politike u upravljanju spoljnom ravnotežom Srbije, odbacujući svaku sumnju da fiskalna politika nema nikakve veze sa saldom tekućeg računa.

Specifikacija modela i deskriptivna analiza podataka prikazana je u odeljku 1.7.1. Detaljna ekonometrijska metodologija prikazana je u odeljku 1.7.2, dok su empirijski rezultati predstavljeni u odeljku 1.7.3.

1.7.1 Specifikacija modela i podaci

U ovom poglavlju, testira se odnos između salda tekućeg računa i salda državnog budžeta u Srbiji. Kao što je ranije predstavljeno u odeljku 1, empirijski model koji obuhvata testiranje hipoteze blizanačkih deficita i teorije rikardijanske jednakosti prikazan je u jednačini (1.53), gde je TB_t tekući bilans u trenutku t ($t = 1, \dots, T$), FB_t je konsolidovani fiskalni bilans ili javna štednja ($T-G$), Z_t predstavlja skup kontrolnih promenljivih (ostale determinante tekućeg bilansa), α je slobodan član modela, a ε_t slučajna greška modela koja je normalno raspoređena sa aritmetičkom sredinom 0 i konstantnom varijansom, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

$$TB_t = \alpha + \beta FB_t + \theta Z_t + \varepsilon_t \quad (1.60)$$

Hipoteza blizanačkih deficita predviđa da pogoršanje salda fiskalnog bilansa dovodi do pogoršanja salda tekućeg računa ($\beta > 0$), dok teorija rikardijanske jednakosti predviđa da nema uticaja na saldo tekućeg računa ($\beta = 0$).

Kao i kod analize grupe zemalja CIE, uočena je autokorelacija prvog reda, što je impliciralo uvođenje pomaknute vrednosti zavisne promenljive u skup objašnjavajućih promenljivih. Stoga, statički model postaje dinamički model i prikazan je u jednačini (1.61).

$$TB_t = \alpha + \gamma TB_{t-1} + \beta FB_t + \theta Z_t + \varepsilon_t \quad (1.61)$$

U ovom delu disertacije analiziraju se podaci za Srbiju u periodu od prvog kvartala 2005. godine do prvog kvartala 2020. godine. Zavisna promenljiva u regresionoj analizi je saldo tekućeg bilansa prikazan u odnosu na BDP (TB). Fiskalna politika je obuhvaćena kroz konsolidovani fiskalni bilans u odnosu na BDP (FB). Većina podataka je preuzeta iz statističkih baza Narodne banke Srbije (NBS), Republičkog zavoda za statistiku (RZS) i Ministarstva finansija. Očekivano, većina vremenskih serija ima izraženu sezonu, tako da su podaci pre ekonometrijske analize desezonirani, koristeći metod sezonskog prilagođavanja koji je zasnovan na modelu TRAMO-SEATS (Gómez & Maravall, 1996).

Pored promenljivih od interesa (fiskalni bilans), u model su uključene i ostale determinante tekućeg bilansa (tabela 1.13). Broj kontrolnih promenljivih je ograničen zbog nedostatka podataka na kvartalnom nivou. Uticaj promene realnog deviznog kursa na tekući bilans je dvoznačan. Neposredno nakon realne depresijacije deviznog kursa, izvoz postaje skuplji, a uvoz jeftiniji, što pogoršava trgovinski bilans. Međutim, ubrzo nakon toga, obim izvoza počinje postepeno da raste zbog jeftinijih cena, dok obim uvoza opada, što dovodi do poboljšanja trgovinskog bilansa. Ovaj efekat je poznat u literaturi kao efekat slova J.

Odnosi razmene su uključeni da bi se obuhvatili efekti kretanja izvoznih i uvoznih cena na tekućem računu. Očekivano je da poboljšanje odnosa razmene, potencijalno povećava neto izvoz, smanjujući deficite tekućeg bilansa, dok pogoršanje odnosa razmene, dovodi do rasta tekućih deficita. Uticaj stepena ekonomske razvijenosti na tekući bilans, mereni su bruto nacionalnim dohotkom po glavi stanovnika, izračunatim u odnosu na prosečan dohodak 27 članica Evropske unije. Da bi se obuhvatila faza privrednog ciklusa, uključen je i proizvodni jaz koji je izračunat koristeći tehniku HP filtera. Dalje, u model su uključene i privatne investicije, za koje se očekuje da imaju negativan uticaj na tekući bilans.

Tabela 1.13 Lista promenljivih koje su korišćene u analizi, Srbija

Promenljive	Pun naziv i opis promenljivih	Izražena sezona	Izvor
TB	Tekući bilans (% učešće u BDP-u)	DA	NBS
FB	Konsolidovani fiskalni bilans (% učešće u BDP-u)	DA	MF
RDK	Efektivni realni devizni kurs, promena	NE	NBS
OR	Odnosi razmene – indeks neto izvoznih cena (odnos izvoznih i uvoznih cena, pojedinačni proizvodi ponderisani učešćem neto izvoza u BDP-u)	NE	RZS
BND	Bruto nacionalni dohodak p.c. u odnosu na dohodak u EMU	DA	RZS i Eurostat
INVP	Privatne investicije (Uk. investicije – javne investicije, % učešće u BDP-u)	DA	RZS i MF

Izvor: NBS, MF, RZS, Eurostat

Kao preliminarna analiza, deskriptivne statistike su predstavljene u tabeli 1.14. U proseku kvartalni tekući deficit u Srbiji je iznosio 8,39% kvartalnog BDP-a, gde je za vreme krize dostigao maksimum od čak 24%, dok je najniži nivo deficita iznosio 2,15% u drugom kvartalu 2015. godine. Kao što se može videti na grafikonu 1.7, posle 2000. godine, deficit tekućeg bilansa Srbije je imao tendenciju pogoršanja, da bi nakon krize došlo do njegove stabilizacije. Naime, nakon 2000. godine, kada je započeo proces tranzicije, u Srbiji se desio veliki priliv inostranog kapitala u vidu pozajmica i stranih direktnih investicija, uključujući i investicije u kupovinu preduzeća u privatizaciji, što je uticalo i na razvoj i efikasnost finansijskog tržišta. Međutim, taj ogroman priliv kapitala izazvao je i ogroman rast domaće tražnje (i privatne i investicione) i uz izuzetno niske stope štednje pogoršao saldo tekućeg računa. Osim toga, srpska privreda je bila iscrpljena nakon što je prethodnu deceniju provela u ratnim sukobima i sankcijama. Takođe, niski realni dohoci su brzo rasli i formirali su očekivanja da će se takav rast nastaviti u budućnosti, pa je štednja bila mala, a spremnost za zaduživanje visoka. Nakon globalne finansijske krize 2008. godine, priliv kapitala i domaća tražnja su značajno opali, a stope štednje su počele postepeno rasti, što je uticalo na smanjenje deficita tekućeg računa.

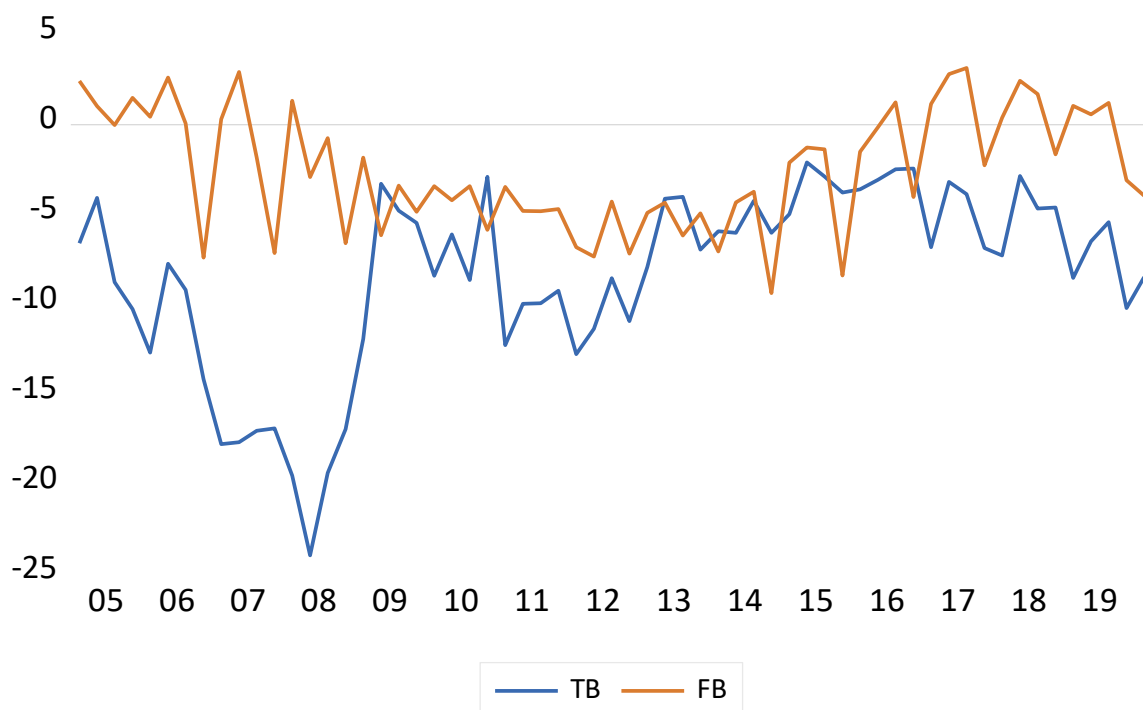
Konsolidovani fiskalni bilans beleži prosečni kvartalni deficit od 2,50% BDP-a u periodu od 2005. - 2020. godine. Najveći deficit je dostignut u poslednjem kvartalu 2014. godine, i iznosi - 9,42%, nakon čega je počeo proces fiskalne konsolidacije, tako da je u Srbiji čak zabeležen i suficit od čak 3,10% u trećem kvartalu 2017. godine.

Tabela 1.14 Deskriptivna statistika promenljivih u periodu od 2005Q1 do 2020Q1, Srbija

Promenljive	Prosek	Medijana	Stand. devijacija	Minimum	Maksimum
TB	-8,39	-6,99	5,05	-23,99	-2,15
FB	-2,50	-2,96	3,32	-9,42	3,10
INVP	15,97	15,44	2,25	12,31	21,39
BND	0,36	0,37	0,03	0,27	0,43
RDK	0,40	-0,03	3,19	-8,72	8,03
OR	102,41	102,3	5,38	89,20	114,8

Izvor: Proračun autora i NBS, MF, RZS, Eurostat

Grafikon 1.7 jasno prikazuje razdvajanje trendova između ova dva deficita pre krize i posebno tokom krize, dok se u periodu nakon krize vraćaju na istu liniju trenda.



Izvor: NBS, MF

Grafikon 1.7 Tekući i fiskalni bilans u Srbiji (kvartalni podaci)

Iz korelacione matrice predstavljene u tabeli 1.15, vidi se da postoji pozitivna, ali slaba prosta korelacija između fiskalnog i tekućeg bilansa (0,04). Ovaj rezultat je očekivan, jer kao i kod analize grupe zemalja, sa grafikona 1.7, jasno se vidi odvajanje trenda ova dva deficita pred krizu i naročito za vreme krize, dok se u postkriznom periodu vraćaju na istu liniju trenda. To potvrđuje i koeficijent korelacije posle 2008. godine koji iznosi 0,36 sa konsolidovanim fiskalnim bilansom. Tosun et al. (2014), baš u tom predkriznom i kriznom periodu (od 2003. do 2010. godine) na kvartalnim podacima, nisu uspeali da identifikuju dugoročnu vezu između ova dva deficita u Srbiji.

Tabela 1.15 Koeficijenti korelacije promenljivih (Srbija)

	TB	FB	BND	RDK	OR	INVP
TB	1					
FB	0,040	1				
BND	-0,058	-0,300	1			
RDK	-0,260	0,121	0,082	1		
OR	0,320	-0,167	-0,055	0,185	1	
INVP	-0,803	0,299	0,055	0,128	-0,390	1

Izvor: Proračun autora

1.7.2 Ekonometrijska metodologija

Polazni model u oceni jednačine (1.54), predstavlja metod običnih najmanjih kvadrata (ONK). Kako bi se otklonila autokorelacija prvog reda, neophodno je bilo uključiti pomaknutu vrednost tekućeg bilansa u skup objašnjavajućih promenljivih, što otvara potencijalni problem endogenosti regresora i posledično korelisanost regresora sa greškom modela. Stoga, ocenjen je i uopšteni metod momenata (GMM) koji pomoću instrumentalnih promenljivih (IP) rešava problem endogenosti u modelu. U tu svrhu korišćena je procedura dvostepenih najmanjih kvadrata (2SNK).

Za testiranje endogenosti modela tj. za testiranje korelisanosti regresora i greške modela, korišćen je *Durbin-Wu-Hausman* test, koji podrazumeva ocenu parametara modela koristeći oba pristupa i IP i ONK, i poređenje rezultujućih vektora koeficijenata. Na bazi *Hausman* statističke formulacije, testira se nulta hipoteza da ONK metod daje konzistentne i efikasne ocene. Ova statistika prati hi-kvadrat raspodelu sa k stepeni slobode, što je broj regresora koji se smatraju potencijalno endogenim. Ovaj test je veoma važan, jer ukoliko postoji neortogonalnost regresora i greške, prelazak na GMM/IP metod dovodi do velikog gubitka u efikasnosti ocene, koji se ogleda u mnogo većoj asimptotskoj varijansi IP metoda ocene u odnosu na ONK metod (Wooldridge, 2003).

Pored testa endogenosti, primenjeni su i ostali dijagnostički testovi. Metod IP oslanja se na dve važne pretpostavke: uključeni instrumenti su nezavisni od greške modela, i dovoljno su korelisani sa uključenim endogenim regresorima. *Hansen-Sargan* test o prekomernoj identifikovanosti testira prvu pretpostavku, dok *Cragg-Donald* test statistika o „slabim“ instrumentima, proverava drugu pretpostavku. Stock & Yogo (2005) su predložili testiranje jačine instrumenata, korišćenjem formulacije F statistike za *Cragg-Donald* test. Nulta hipoteza je da su instrumenti slabo identifikovani u smislu da su predmet pristrasnosti ocene koju istraživač smatra neprihvatljivim. *Stock* i *Yogo* su predložili kritične vrednosti za *Cragg-Donald* test statistiku i odgovarajuće nivoe maksimalne pristrasnosti.

U dosadašnjoj literaturi, analize blizanačkih deficita na pojedinačnim zemljama su se većinom zasnivale na vektorskim autoreregionim (VAR) modelima uz sprovođenje testova kointegracije i Grejndžerove uzročnosti (Kim & Roubini, 2008; Mateř, 2019; Obadic et al., 2014; Ogbonna, 2013). Zbog toga, ova studija će testirati vezu između tekućeg i fiskalnog bilansa koristeći i VAR model. S obzirom da je realni efektivni devizni kurs potencijalno endogen, ovo zahteva primenu kompleksnog vektorskog autoregresionog modela, koji je prikazan u jednačini (1.55). Štaviše, u testiranju uzročne veze između fiskalnog i tekućeg deficita, najprikladnije je ipak koristiti kompleksan VAR model, kako bi se izbeglo donošenje pogrešnih zaključaka o uzročnosti zbog izostavljanja relevantnih endogenih promenljivih. Rosensweig & Tallman (1991) smatraju da istraživanje hipoteze blizanačkih deficita zahteva eksplicitno ispitivanje čitavog spektra promenljivih koji imaju uticaj na budžetski i spoljnotrgovinski deficit. Vektor Z_t obuhvata ostale kontrolne promenljive koje su egzogene: odnose razmene (OR), privatne investicije (INVP), relativni BND (BND), dok vektor V obuhvata veštačke promenljive koje imaju za cilj da neutrališu uticaj strukutrnih lomova.

$$\begin{aligned} RDK_t &= \varphi_{1i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{1i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{1i}^3 TB_{t-i} + e_1 Z_t + d_1 V + u_{1t} \\ FB_t &= \varphi_{2i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{2i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{2i}^3 TB_{t-i} + e_2 Z_t + d_2 V + u_{2t} \\ TB_t &= \varphi_{3i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{3i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{3i}^3 TB_{t-i} + e_3 Z_t + d_3 V + u_{3t} \end{aligned} \quad (1.62)$$

Na osnovu ocenjenog VAR modela, primenjen je Grejndžerov test uzročnosti, kao i funkcija impulsnog odziva. Funkcija impulsnog odziva se koristi za praćenje vremenske putanje salda tekućeg računa nakon neočekivanog šoka u budžetskom saldu. Pored funkcije impulsnog odziva, dekompozicija varijanse greške predviđanja će pomoći da se utvrdi koliko u ukupnom varijabilitetu tekućeg bilansa učestvuju neočekivane promene u fiskalnom bilnasu, koristeći kovarijacionu matricu reziduala u kojoj su sadržani tekući uticaji.

Jednačine u redukovanom VAR modelu obuhvataju analizu sopstvene pomaknute vrednosti promenljivih i pomaknute vrednosti drugih promenljivih (jednačina 1.55) i ne pružaju nikakve informacije o uticaju tekućih vrednosti promena u jednoj promenljivoj na druge promenljive u modelu (Mladenovic & Nojkovic, 2021). Kako bi se dobili tekući uticaji vrednosti fiskalnog bilansa na saldo tekućeg računa, standardni VAR model se transformiše u kratkoročni strukturni vektorski autoregresioni (SVAR) model. Model SVAR u kratkom roku podrazumeva rekurzivnu postavku identifikovanu putem kratkoročnih restrikcija na uticajne efekte strukturnih šokova. Uglavnom se koristi kada je model delimično identifikovan, kada je samo jedan strukturni šok od interesa, kao što je slučaj u ovom istraživanju. Zbog toga, nakon ocene redukovanog VAR modela kako bi se dobile ocene strukturnih parametara, redukovana forma VAR modela je transformisana u strukturnu formu i to je prikazano u nastavku teksta.

Polazi se od redukovane forme VAR modela definisane u jednačini (1.62). Slučajna greška u_t je jednaka zbiru slučajnih šokova svake promenljive, gde su $\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}$ i $\varepsilon_{3,t}$ slučajni šokovi svake promenljive:

$$\begin{aligned} u_{1t} &= b_{11}\varepsilon_{1,t} + b_{12}\varepsilon_{2,t} + b_{13}\varepsilon_{3,t} \\ u_{2t} &= b_{21}\varepsilon_{1,t} + b_{22}\varepsilon_{2,t} + b_{23}\varepsilon_{3,t} \\ u_{3t} &= b_{31}\varepsilon_{1,t} + b_{32}\varepsilon_{2,t} + b_{33}\varepsilon_{3,t} \end{aligned} \quad (1.63)$$

Sistem jednačina se može predstaviti u matricnom obliku:

$$U_t = B\varepsilon_t \quad (1.64)$$

gde je U_t matrica slučajnih grešaka, a B matrica koeficijenata uticaja slučajnih šokova ε_t .

Kada se jednačina (1.62) ubaci u jednačinu (1.63), dobija se strukturna forma VAR modela (SVAR)¹¹:

$$\begin{aligned} RDK_t &= \varphi_{1i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{1i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{1i}^3 TB_{t-i} + b_{11}\varepsilon_{1,t} + b_{12}\varepsilon_{2,t} + b_{13}\varepsilon_{3,t} \\ FB_t &= \varphi_{2i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{2i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{2i}^3 TB_{t-i} + b_{21}\varepsilon_{1,t} + b_{22}\varepsilon_{2,t} + b_{23}\varepsilon_{3,t} \\ TB_t &= \varphi_{3i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{3i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{3i}^3 TB_{t-i} + b_{31}\varepsilon_{1,t} + b_{32}\varepsilon_{2,t} + b_{33}\varepsilon_{3,t} \end{aligned} \quad (1.65)$$

¹¹ Radi jednostavnosti prikaza, iz opšte forme nije prikazan skup egzogenih promenljivih i veštačkih promenljivih $e_1 Z_t + d_1 V$ u ovoj jednačini, ali svakako su uključene u ekonometrijskom testiranju modela.

Ovaj SVAR model uključuje odvojene trenutne šokove za svaku promenljivu $\varepsilon_{1,t}$, $\varepsilon_{2,t}$ i $\varepsilon_{3,t}$ i ti šokovi su neopservirani procesi beli šum sa aritmetičkom sredinom 0, serijski nekorelisane i međusobno nezavisne. Simbol $\varepsilon_{1,t}$ se odnosi na promenljivu *RDK*, $\varepsilon_{2,t}$ na *FB*, a $\varepsilon_{3,t}$ na *TB*.

Kako bi se ocenili koeficijenti parametara slučajnih šokova tekućih promenljivih (matrica *B*), odnos iz jednačine (1.64), izvodi se i identitet koji je vrlo važan za implementaciju strukturnih VAR odnosa (Sims, 1980):

$$\Sigma_u = BB' \quad (1.66)$$

gde je Σ_u kovarijaciona matrica redukovane forme reziduala:

$$\Sigma_u = E[u'_t u_t] \quad (1.67)$$

Jednačina (1.59) se može predstaviti i na sledeći način:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12}^2 & \sigma_{13}^2 \\ \sigma_{21}^2 & \sigma_{22}^2 & \sigma_{23}^2 \\ \sigma_{31}^2 & \sigma_{32}^2 & \sigma_{33}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} \\ b_{13} & b_{23} & b_{33} \end{bmatrix} \quad (1.68)$$

Kada se ovaj matricni zapis pretvori u sistem jednačina, dobija se 9 jednačina i 9 nepoznatih. Međutim, s obzirom da je $\sigma_{12}^2 = \sigma_{21}^2$, $\sigma_{13}^2 = \sigma_{31}^2$, $\sigma_{23}^2 = \sigma_{32}^2$, postoji samo 6 jedinstvenih jednačina, sa 9 nepoznatih što ovaj model čini nedovoljno identifikovanim. Ovaj problem identifikovanosti rešava se uvođenjem ograničenja. Postoje nekoliko načina za uvođenje ovih ograničenja (Gottschalk, 2001), a glavni faktor prilikom odabira ograničenja radi identifikacije SVAR modela, trebalo bi da bude teorijska osnova fenomena koji se ispituje. U ovom konkretnom modelu, primenjena je najjednostavnija forma rekurzivnog SVAR modela koji koristi *Cholesky* dekompoziciju nakon ocene redukovanog VAR modela (Wold, 1951). Ona se uglavnom koristi kada je samo jedan strukturni šok od interesa, kao što je slučaj u ovom istraživanju. Ova šema identifikacije pretpostavlja, na osnovu ekonomske teorije, da neki šokovi nemaju trenutni efekat na jednu ili više endogenih varijabli. S obzirom da je cilj ovog istraživanja identifikovanje uticaja šoka salda fiskalnog bilansa na tekući bilans, to implicira da su $b_{12} = 0$, $b_{13} = 0$ i $b_{23} = 0$. Ukoliko se to ubaci u matricu *B*, dobija se:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \quad (1.69)$$

Iz ovoga proizilazi da se promenljive mogu urediti tako da *B* bude donja triangularna matrica. To omogućava korišćenje *Cholesky* dekompozicije Σ_u za ocenu parametara. Kako bi se utvrdio efekat tekućeg šoka u saldu fiskalnog bilansa na saldo tekućeg bilansa, promenljive su poređane na sledeći način: *RDK* → *FB* → *TB*.

Implementiranje ograničenja definisanih matricom (1.68) u sistem jednačina (1.58), nakon sređivanja, dobija se novi sistem jednačina odnosno rekurzivni oblik SVAR modela:

$$\begin{aligned} RDK_t &= \varphi_{1i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{1i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{1i}^3 TB_{t-i} + b_{11} \varepsilon_{1,t} \\ FB_t &= \varphi_{2i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{2i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{2i}^3 TB_{t-i} + b_{21} \varepsilon_{1,t} + b_{22} \varepsilon_{2,t} \\ TB_t &= \varphi_{3i}^1 RDK_{t-i} + \varphi_{3i}^2 FB_{t-i} + \varphi_{3i}^3 TB_{t-i} + b_{31} \varepsilon_{1,t} + b_{32} \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (1.70)$$

gde b_{32} pokazuje uticaj slučajnog šoka salda fiskalnog bilansa u trenutku t , na saldo tekućeg računa u trenutku t . Koeficijent b_{21} prikazuje uticaj slučajnog šoka RDK u trenutku t na saldo fiskalnog bilansa (FB) u trenutku t , a koeficijent b_{31} prikazuje uticaj slučajnog šoka RDK na saldo TB u trenutku t .

1.7.3 Empirijski rezultati

U ovom odeljku daje se detaljan pregled ekonometrijskih rezultata ispitivanja teorije rikardijanske jednakosti u Srbiji na osnovu kvartalnih podataka, u periodu od 2005. do 2020. godine. Pored ocene koeficijenta koji pokazuje uticaj salda konsolidovanog fiskalnog bilansa na saldo tekućeg računa, primenom uopštenog metoda momenata (GMM), prikazane su i ocene prirode dinamičkih veza između ova dva bilansa na osnovu VAR modela. Na kraju, prebacivanjem redukovane u strukturnu formu VAR modela, ocenjeni su i tekući uticaji slučajnih šokova u saldu fiskalnog bilansa na tekuće deficite platnog bilansa. Rezultati ove analize dobijeni su korišćenjem ekonometrijskog paketa *Eviews*.

1.7.3.1 Test jediničnog korena

Da bi se primenio bilo koji od navedenih metoda, potrebno je utvrditi nivo integrisanosti svake od serija koje se proučavaju. Za tu svrhu primenjeni su standardni testovi jediničnog korena (prošireni *Dickey-Fuller* (ADF) test i *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) test). Treba napomenuti, da je Srbija kao i ostale zemlje u svetu, prošla kroz finansijsku krizu 2008. godine, što je izazvalo značajne strukturne promene u njenoj ekonomiji. Dobro je poznato da ADF test daje pristrasne ocene protiv odbacivanja nulte hipoteze o postojanju jediničnog korena u slučaju kada postoji jedinični koren. Iz tog razloga, primenjen je i test jediničnog korena sa strukturnim lomom, *Zivot-Andrews* (ZA) test, koji endogeno procenjuje tačke loma. Rezultati su prikazani u tabeli 1.16 i ukazuju na to da su sve serije stacionarne. Što se tiče tekućeg bilansa, zbog prisustva strukturnog loma, ADF test prikazuje da serija ima jedinični koren, ali KPSS test i ZA test ukazuju na visoku stacionarnost ove serije. Takođe, fiskalni bilans ima strukturni lom u odsečku, zbog čega, kada se primeni standardni ADF i KPSS test, dobija se rezultat da ona poseduje jedinični koren. Međutim, primenom ZA testa, dobija se da je serija visoko stacionarna. Takođe, ukoliko se serija podeli na dva dela, stacionarnost je evidentna i na osnovu standardnog ADF testa. Slična situacija je i sa privatnim investicijama i relativnim BND.

Tabela 1.16 Rezultati testova jediničnog korena svih promenljivih (Srbija)

Promenljive	U nivoima		
	ADF ¹	KPSS ²	ZA test ¹
TB	-3,13(0)	0,08	-4,25***(0)
FB	-2,05(1)	0,22***	-3,53***(2)
INVP	-2,01(3)	0,24	-3,77**(2)
BND	-1,98(0)	0,40*	-3,40**(3)
RDK	-6,21***(1)	0,18	/
OR	-4,52***(0)	0,20	/

¹H₀: Serija ima jedinični koren, ²H₀: Serija je stacionarna

*, ** i ***označavaju da je p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1% respektivno

Brojevi u zagradi označavaju broj docnji uključenih u model kako bi se otklonila autokorelacija

Izvor: Proračun autora

1.7.3.2 Metod ONK i metod IP

Kao što je objašnjeno u prethodnom poglavlju, primenjen je metod dvostepenih najmanjih kvadrata (2SNK), koji je specijalan slučaj uopštenog metoda momenata (GMM), zbog uključivanja pomaknute vrednosti salda tekućeg bilansa u skup objašnjavajućih promenljivih i potencijalnog problema endogenosti (tabela 1.17). Samo prva docnja tekućeg računa je statistički značajna na nivou od 5%, dok druga nije. Stoga, postoji perzistentnost tekućeg bilansas, ali ne u velikoj meri. Pored pomaknute vrednosti tekućeg bilansa, promena realnog deviznog kursa se pojavljuje kao potencijalno endogena promenljiva. Spoljni deficiti direktno utiču na varijacije deviznog kursa. Stoga je realni devizni kurs uveden u model sa jednom docnjom zbog očekivanog odloženog efekta na tekući bilans, kako bi se izbegla potencijalna endogenost.

Tabela 1.17 Model blizanačkih deficita za Srbiju - GMM/IP metod ocene

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P - vrednost
TB _{t-1}	0,3675***	0,1262	0,005
FB_t	0,3774***	0,1307	0,008
RDK _{t-1}	-0,3457***	0,0837	0,000
INVP _t	-1,2098***	0,2572	0,000
BND _t	21,4352***	6,9626	0,003
OR _t	0,0719**	0,0352	0,046
V ₁ ¹	-8,0612***	2,1770	0,000
V ₂ ²	-5,6857***	1,7972	0,003
V ₃ ³	4,8371**	1,8793	0,013
Testovi specifikacije			
R ²	0,9006		
Test endogenosti (Durbin-Wu-Hausman test)	0,249		0,618
Hansen J statistika o prekom. identif.	0,043		0,836
Cragg-Donald statistika, Stock&Yogo krit. vredn.	17,41		

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V₁ je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q2 2008. godine, a za ostale 0. To je period finansijske krize

²V₂ je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q1 2011. godine, a za ostale 0. To je period popravljivanja tekućeg deficita pre svega kao rezultat usporavanja investicija, a samim tim smanjenja uvoza intermedijalnih proizvoda.

³V₃ je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q1 2013. godine, a za ostale 0. To je početak perioda fiskalne konsolidacije.

Izvor: Proračun autora

Iz tabele 1.17 jasno se vidi, na osnovu *Durbin-Wu-Hausman* test statistike koja testira endogenost označenih promenljivih, da ne postoji problem endogenosti modela koji sadrži pomaknutu vrednost zavisne promenljive. Dakle, ne može se odbaciti hipoteza da ONK metod daje konzistentne i efikasne ocene. Stoga, relevantan model za analizu su ocene dobijene metodom ONK (tabela 1.18). S obzirom da ne postoji problem endogenosti u modelu, rezultati ocene koeficijenata su slični korišćenjem oba metoda, GMM metoda (tabela 1.17) i ONK metoda (tabela 1.18). Teorija rikardijanske jednakosti je na osnovu oba modela odbačena, na nivou značajnosti od 5%, a β iznosi 0,34, što ukazuje na to da ukoliko učešće konsolidovanog fiskalnog deficita u BDP-u poraste za 1 procentni poen, deficit tekućeg bilansa kao % BDP-a će porasti 0,34 procentna poena. Dakle u Srbiji važi kenzijanski pristup, odnosno hipoteza blizanačkih deficita. Ovaj rezultat ukazuje na činjenicu da se tekući budžetski deficiti akumuliraju na računu javnog duga i prenose na buduće generacije što je upravo u suprotnosti sa teorijom rikardijanske jednakosti.

Tabela 1.18 Model blizanačkih deficita za Srbiju – ONK ocene

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P - vrednost
TB _{t-1}	0,4155***	0,0811	0,000
FB_t	0,3421***	0,1095	0,003
RDK _{t-1}	-0,3321***	0,0788	0,000
INVP _t	-1,1217***	0,1857	0,000
BND _t	21,1002***	6,9058	0,004
OR _t	0,0624**	0,0294	0,039
V ₁ ¹	-8,0793***	1,8296	0,000
V ₂ ²	-5,8040***	1,7751	0,002
V ₃ ³	4,9151**	1,8662	0,036
Testovi specifikacije			
R ²	0,9013		
Test normalnosti (<i>Jarque-Bera</i> test)	1,294		0,524
Višedimenzioni test serijske autokorelacije (<i>Breusch-Godfrey</i> test)	0,626		0,646
Test heteroskedastičnosti (<i>Breusch-Pagan-Godfrey</i> test)	0,468		0,889

***p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10

¹V1 je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q2 2008. godine, a za ostale 0. To je period finansijske krize

²V2 je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q1 2011. godine, a za ostale 0. To je period popravljivanja tekućeg deficita pre svega kao rezultat usporavanja investicija, a samim tim smanjenja uvoza intermedijalnih proizvoda.

³V3 je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 za Q1 2013. godine, a za ostale 0. To je početak perioda fiskalne konsolidacije.

Izvor: Proračun autora

I druge promenljive u modelu koji je ocenjen metodom ONK¹² imaju značajan efekat na tekući bilans, i znak koji je u skladu sa teorijskim očekivanjima. Prvo, apresijacija realnog deviznog kursa jedan period unazad, dovodi do pogoršanja deficita na tekućem računu (-0,30). Dalje, koeficijent uz investicije privatnog sektora je visoko statistički značajan i negativan što sugerise da porast privatnih investicija dovodi do povećanja deficita na tekućem računu. Ovo je očekivan rezultat, s obzirom da se radi o maloj otvorenoj privredi, u kojoj je tradicionalno nizak nivo privatne štednje, što dovodi do smanjenja razlike S-I, čime se pogoršava tekući bilans. Pozitivan koeficijent uz promenljivu relativnog dohotka per capita, ukazuje na činjenicu da ukoliko je relativni dohodak ispod proseka, to će biti povezano sa deficitom tekućeg računa, a iznad sa suficitom. Siromašnije zemlje obično imaju niže štednje od investicija i relativno visoke stope prinosa na investicije. Stoga domaćinstva i preduzeća u zemlji u kojima se očekuju veliki budući prihodi povećavaju potrošnju i investicije zaduživanjem sada i vraćanjem duga kasnije. Dalje, rezultati regresije ukazuju i na to da poboljšanje odnosa razmene, ima pozitivan efekat na tekući bilans. Ovo je u skladu sa *Harberger-Laursen-Metzler* efektom, koji predviđa pozitivnu vezu između privremenih promena odnosa razmene i nacionalne štednje, kroz izravnanje potrošnje. Naime, usled pogoršanja odnosa razmene, dolazi do smanjenja trenutnog realnog dohotka koje je veće od pada permanentnog dohotka pojedinaca. S obzirom da je marginalna sklonost potrošnji manja od 1, predviđa se pad nacionalne potrošnje, ali i pad nacionalne štednje, što utiče na povećanje deficita spoljnog računa. Jaz u BDP-u i otvorenost zemlje za trgovinu imaju očekivane znake, ali statistički nisu značajni u modelu za Srbiju.

¹² Slični rezultati su dobijeni i na osnovu GMM ocene (videli tabelu 1.17)

Važno je napomenuti da su i svi testovi specifikacije ONK modela zadovoljeni (videti donji deo tabele 1.18). Pre svega, *Jarque-Bera* test potvrđuje da su reziduali normalno raspoređeni. *Breusch-Godfrey* test autokorelacije potvrđuje da ne postoji serijska korelisanost između reziduala, a prema *Breusch-Pagan-Godfrey* test statistici ne možemo odbaciti nultu hipotezu o homoskedastičnosti.

Što se tiče GMM/IP pristupa, pored testa endogenosti, sprovedeni su i ostali dijagnostički testovi. *Hansen* test je pokazao da je uslov o prekomernoj identifikovanosti zadovoljen, dok je na osnovu *Cragg-Donald* statistike odbačena hipoteza o slabim instrumentima sa maksimalnom pristrasnošću od 15% (videti donji deo tabele 1.17).

1.7.3.3 Vektorski autoregresioni (VAR) model

Pored metoda ONK i GMM/IP metoda, ocenjen je i kompleksni vektorski autoregresioni model. Ovaj metod nam pruža mogućnost za proveru robusnosti prethodnog modela, ali i za otkrivanje dodatnih informacija vezanih za odnos između dva deficita. Da bi se identifikovao pravac uzročnosti između tekućeg bilansa i fiskalnog bilansa, primenjen je kompleksan VAR model sa tri jednačine, kao što je predstavljeno u jednačini (1.55). U prvom koraku, neophodno je odabrati broj docnji u specifikaciji VAR modela. U tu svrhu, prvo su korišćeni *Akaike* i *Swartz* informacioni kriterijum (AIC i SC, respektivno). S obzirom da ovi kriterijumi predlažu različit broj docnji u modelu (AIC predlaže specifikaciju VAR modela koji uključuje 3 docnje tj. VAR(3), a SC VAR(1)), korišćen je modifikovani sekvencijalni test verodostojnosti (LR), koji je potvrdio rezultat SC. Konačno, ocenjena je specifikacija VAR modela reda 1 i dimenzije 3. Kao što je već napomenuto u metodološkom delu, pored ostalih egzogenih promenljivih, uključene su i tri veštačke promenljive (V_1 i V_2 obuhvata period finansijske krize, a V_3 obuhvata početak fiskalne konsolidacije). V_1 uzima vrednost 1 u drugom kvartalu 2008. godine, i 0 za ostalo, V_2 uzima vrednost 1 u četvrtom kvartalu 2008. godine, i 0 za ostalo, a V_3 uzima vrednost 1 u prvom kvartalu 2013. godine, i 0 za ostalo.

Rezultati testova specifikacije prikazani su u tabeli 1.19. P-vrednost veća od 5% za prve četiri docnje (s obzirom da se radi o kvartalnim podacima), ukazuje da ne postoji serijska autokorelacija reziduala. Da bismo razmotrili distribuciju reziduala, primenjen je *Doornik-Hansen* test normalnosti, koji nam sugeriše da su reziduali normalno raspoređeni. Takođe, vrednosti sva 3 karakteristična korena su strogo manja od 1, tako da kompleksni VAR(1) model ispunjava uslov stabilnosti.

Tabela 1.19 Testovi specifikacije VAR(1) modela (Srbija)

Promenljive	Koeficijent	P - vrednost
Višedimenzioni test zbirne autokorelacije (LM test)		
AR(1)	6,7120	0,667
AR(2)	5,2355	0,813
AR(3)	15,0108	0,091
AR(4)	6,4397	0,695
Višedimenzioni test normalnosti (Doornik-Hansen test)	5,0533	0,537
Uslov stabilnosti (vrednosti karakterističnih korenova)	0,6425 0,6425 0,0408	

Izvor: Proračun autora

U ovom istraživanju, primenjen je i Grejndžerov test uzročnosti, kako bismo istražili mogućnost uzročno-posledičnih odnosa između fiskalnog i tekućeg bilansa u Srbiji. Utvrđeno je da postoji obostrana uzročno-posledična veza između fiskalnog bilansa i tekućeg bilansa (tabela 1.20). Važno je istaći da je ovo statistički koncept uzročnosti koji se zasniva na predviđanju tj. uticaju jedne promenljive u periodu $t-1$, $t-2$,... na drugu promenljivu u periodu t . Rezultati Grejndžerovog testa uzročnosti ukazuju na to da pored toga što fiskalni bilans uzrokuje tekući bilans, i tekući bilans uzrokuje fiskalni bilans.

Tabela 1.20 Grejndžerov test uzročnosti (Srbija)

Promenljive	χ^2 stat	P - vrednost
Tekući bilans (TB)		
Fiskalni bilans (FB) ne uzrokuje TB	4,5314**	0,033
Realni devizni kurs (RDK) ne uzrokuje TB	10,2915***	0,001
Fiskalni bilans (FB)		
Tekući bilans (TB) ne uzrokuje FB	6,6638**	0,010
Realni devizni kurs (RDK) ne uzrokuje FB	0,9263	0,335
Realni devizni kurs (RDK)		
Tekući bilans (TB) ne uzrokuje RDK	1,6830	0,194
Fiskalni bilans (FB) ne uzrokuje RDK	5,6349**	0,018

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

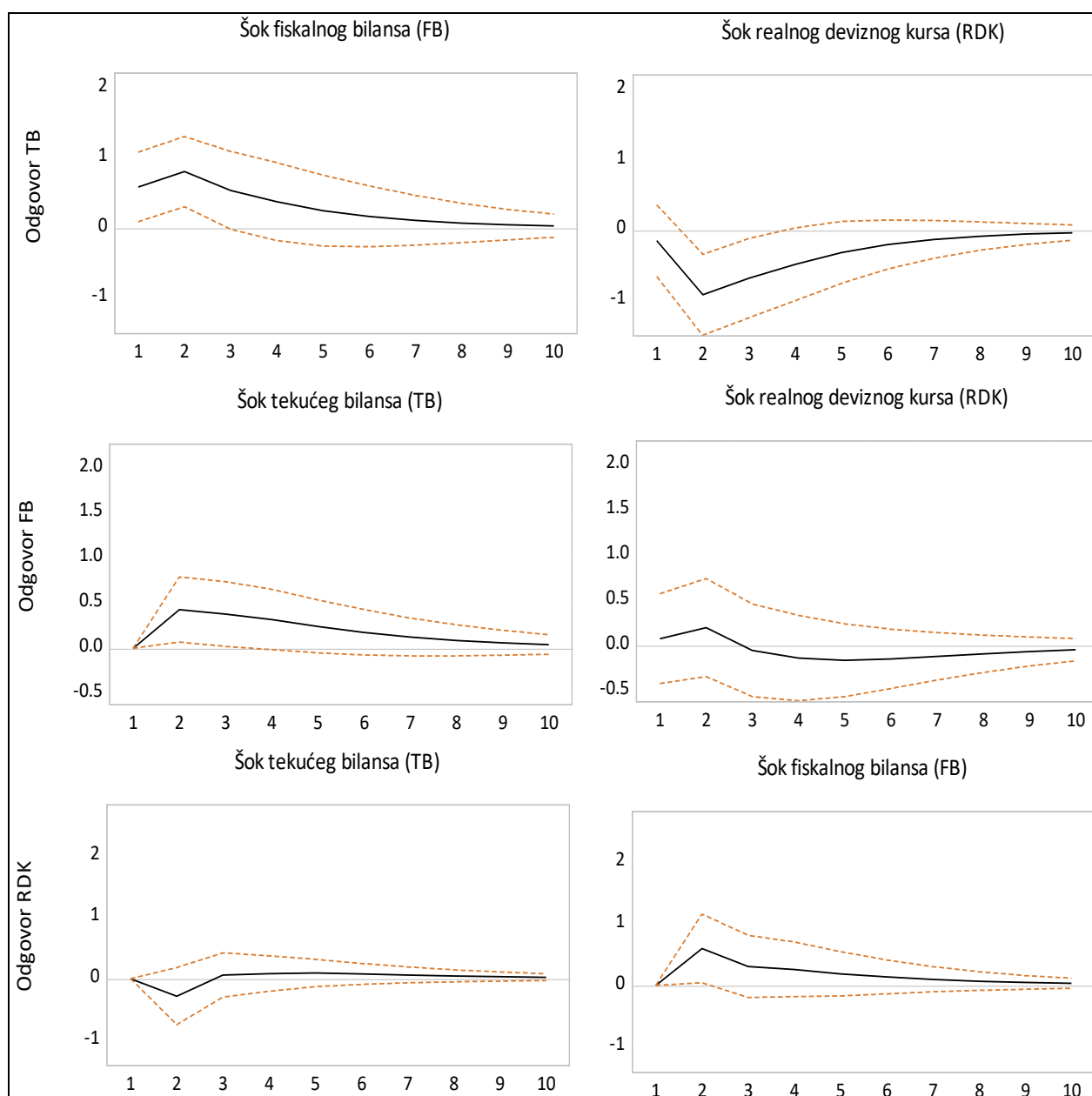
Izvor: Proračun autora

Ovde je relevantno utvrditi i znak ove uzročnosti, što se postiže korišćenjem funkcije impulsnog odziva (grafikon 1.8). Jasno se vidi da neočekivani jedinični rast fiskalnog deficita stvara statistički značajan pozitivan odgovor deficita tekućeg bilansa, što je u skladu sa hipotezom blizanačkih deficita. Reakcija je značajna samo u prvom i drugom kvartalu s tim što je reakcija u drugom kvartalu veća, nakon čega taj uticaj slabi. Međutim, nakon drugog kvartala, jasno se vidi da interval poverenja obuhvata nulu, što znači da intervalne ocene (prikazane isprekidanim linijama) sadrže i pozitivne i negativne vrednosti, zbog čega se to ne smatra dobrim rezultatom.

Fiskalni bilans u Srbiji, na sličan način reaguje i na šok tekućeg bilansa, ali sa manjim intezitetom. Zbog neočekivanog povećanja deficita tekućeg računa, defeciti fiksalnog salda se povećavaju, ali tek nakon dva kvartala, da bi se zatim postepeno smanjivali. I ovde se vidi da nakon

3. kvartala intervali poverenja obuhvataju i pozitivne i negativne vrednosti tako da rezultati nisu relevantni.

Šok realnog deviznog kursa beleži najveću reakciju tekućeg bilansa. Najjača reakcija je u drugom kvartalu, i ostaje značajno negativna do kraja četvrtog kvartala. U prvom kvartalu reakcija tekućeg bilansa je takođe negativna, ali skoro zanemarljiva i nije statistički značajna jer intervali poverenja obuhvataju i pozitivne i negativne vrednosti. Ovaj odloženi uticaj promene realnog deviznog kursa na tekući bilans je u literaturi poznat kao efekat *J* krive, gde se čak tekući bilans može i poboljšati nakon realne apresijacije kursa, a zatim se ubrzano pogoršava i čak nadmašuje prethodno poboljšanje. Zbog toga je i promena realnog deviznog kursa kod ONK metode ušla u model sa jednom docnjom.



Napomena: Isprekidane linije pokazuju granice intervala poverenja na nivou pouzdanosti od 95%. Kada se 0 nalazi unutar okvira isprekidanih linija (intervala poverenja), odgovor promenljive na šok druge promenljive smatra se statistički jednakim nuli i neznačajnim.

Izvor: Proračun autora

Grafikon 1.8 Funkcija impulsnog odziva, model blizanačkih deficita (Srbija)

Ovi rezultati dodatno se potvrđuju dekompozicijom varijanse greške predviđanja, koja je prikazana u tabeli 1.21. Ona pokazuje da egzogeni šok fiskalnog bilansa objašnjava 15% varijanse greške predviđanja tekućeg bilansa posle 3 kvartala. Najpre 8% posle prvog kvartala, skoro 14% posle 2. kvartala i 15% nakon 3. kvartala. Realni devizni kurs učestvuje samo sa 2,4% posle prvog kvartala, da bi nakon drugog kvartala naglo porastao na 13%, i 17% nakon 4. kvartala.

Tabela 1.21 Dekompozicija varijanse greške modela, model blizanačkih deficita (Srbija)

Kvartal	TB	FB	RDK	SUMA
1	89,49	7,67	2,83	100
2	71,47	13,78	14,74	100
3	67,40	14,62	17,98	100
4	65,93	14,73	19,33	100
5	65,36	14,70	19,93	100
6	65,13	14,66	20,20	100
7	65,04	14,64	20,31	100
8	65,01	14,63	20,36	100
9	64,99	14,62	20,38	100
10	64,99	14,62	20,39	100

Napomena: Ova tabela pokazuje u kom procentu šok fiskalnog bilansa (FB) i šok realnog deviznog kursa (RDK) objašnjavaju varijansu greške predviđanja tekućeg bilansa u svakom kvartalu.

Izvor: Proračun autora

1.7.3.4 *Strukturni vektorski autoregresioni model (SVAR)*

Kako bi se dobio uticaj tekućih vrednosti fiskalnog salda na tekući račun, redukovani oblik kompleksnog VAR (1) modela transformisan je u kratkoročni SVAR model (jednačina 1.63), a rezultati su prikazani u tabeli 1.22. Tabela 1.22 pokazuje da je koeficijent a_{32}^0 iz jednačine (1.63), statistički značajan na nivou značajnosti od 5% i iznosi 0,31, što ukazuje da tekuća vrednost fiskalnog bilansa značajno utiče na saldo tekućeg bilansa. Ovaj rezultat potvrđuje hipotezu blizanačkih deficita, a odbacuje rikardijansku jednakost u Srbiji. Ovim je potvrđen rezultat koji je dobijen metodom ONK i metodom IP, što ove rezultate čini robusnim na promenu metodologije. Uticaj promene realnog deviznog kursa na tekući bilans ima negativan znak i iznosi -0,14, ali je statistički neznačajan (p-vrednost = 0,18). Kao što je ranije u tekstu već istaknuto, uticaj realnog deviznog kursa ima odložen efekat na tekući bilans (efekat J krive). Naime, privremena apresijacija deviznog kursa, koja je rezultat visokog priliva kapitala i ubrzanog razvoja ekonomije, dovodi do rasta očekivanog dohotka, i do rasta štednje, a samim tim i do poboljšanja tekućeg bilansa. Ovo je u skladu sa hipotezom o izravanju potrošnje. Međutim, dugoročno, apresijacija deviznog kursa poskupljuje izvoz, a pojeftinjuje uvoz, što dovodi do pogoršanja tekućeg bilansa. Zbog ova dva suprotstavljena efekta, u početku uticaj deviznog kursa može biti i pozitivan ili statistički neznačajan, ali kasnije se očekuje statistički značajan i negativan uticaj na spoljni bilans.

Tabela 1.22 Strukturni VAR model – pregled tekućih uticaja u Srbiji

	RDK	FB	TB
RDK	1	0	0
FB	0,0114	1	0
TB	-0,1422	0,3065**	1

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

Izvor: Proračun autora

1.8 Zaključak

Prema teoriji rikardijanske jednakosti, fiskalni deficit u sadašnjosti i rast javnog duga po osnovu njegovog finansiranja utiču na rast privatne štednje, jer domaćinstva žele da spreče pad dohotka u budućnosti kada budu vraćali dugove. Ukoliko važi ova teorema, fiskalni bilans ne bi imao nikakav uticaj na saldo tekućeg bilansa. Ovo je u suprotnosti sa hipotezom blizanačkih deficita, kojom se tvrdi da rast fiskalnog deficita uzrokuje pogoršanje stanja na tekućem računu. Veza je sledeća: rast fiskalnog deficita, uzrokuje povećanje realnih kamatnih stopa, što dalje, privlači inostrani kapital i rezultira apresijacijom domaće valute i na kraju, dovodi do deficita tekućeg računa. Tako se, ukupan deficit tekućeg računa i deo fiskalnog deficita finansira neto prilivom kapitala.

U ovom poglavlju disertacije, analizirana je veza između tekućeg bilansa i fiskalnog bilansa na uzorku 14 zemalja centralne i istočne Evrope na osnovu godišnjih podataka u periodu od 2000. do 2019. godine. Pored toga, ova veza je posebno analizirana za Srbiju na osnovu kvartalnih podataka u periodu od prvog kvartala 2005. godine do prvog kvartala 2020. godine. Istraživanje za grupu zemalja CIE zasniva se na panel modelu, u kome je zavisna promenljiva saldo tekućeg bilansa prikazana kao učešće u BDP-u, a nezavisna promenljiva od interesa konsolidovani fiskalni bilans prikazan takođe, kao učešće u BDP-u. Pored ove dve osnovne promenljive, model je uključio i ostale relevantne determinante tekućeg bilansa, u zemljama u razvoju (Altayligil & Çetrez, 2020): rast BDP-a, relativni bruto nacionalni dohodak po glavi stanovnika, efektivni realni devizni kurs, odnose razmene, otvorenost zemlje za trgovinu, energetska zavisnost zemlje, stopu izdržavanog stanovništva i plasirane kredite stanovništvu. Istraživanja u disertaciji pružaju dokaze u prilog hipotezi da hronični i snažni fiskalni deficiti utiču na pogoršanje deficita tekućeg računa iz čega sledi jasan zaključak, da je odgovorna fiskalna politika neophodan uslov za održivost spoljnoekonomske ravnoteže. U kontekstu teorijskih pristupa ovoj relaciji, ovim je potkrepljena hipoteza da se potrošači u regionu CIE ne ponašaju rikardijanski, već je njihovo ponašanje u skladu sa hipotezom blizanačkih deficita. U dosadašnjoj literaturi, zemlje CIE su uglavnom pojedinačno analizirane ili kao deo neke veće grupe zemalja (Aristovnik & Djurić, 2010; Ganchev et al., 2012; Turan & Karakas, 2018) i rezultati se razlikuju u zavisnosti od konkretne zemlje i perioda posmatranja. Stoga, grupna analiza 14 zemalja CIE, pruža specifičnu prednost u pogledu dubine i obuhvatnosti podataka u odnosu na prethodne analize za ovu grupu zemalja.

U istraživanju je korišćeno nekoliko ekonometrijskih tehnika ocene panel modela kako bi se dobili robusni rezultati u pogledu veze između fiskalnog i tekućeg bilansa u zemljama CIE, u periodu od 2000 – 2019. godine. Zbog uključivanja pomaknute vrednosti zavisne promenljive tj. tekućeg bilansa u skup objašnjavajućih promenljivih u model, konzistentne ocene parametara, dobijene su na

bazi dinamičkog panel modela. Konkretno, primenjen je *Anderson* i *Hsiao* (AH) pristup instrumentalnih promenljivih, koji se svodi na ocenu parametara korišćenjem dvostepenih najmanjih kvadrata (2SNK). Iako GMM pristup koji su razvili *Arellano* i *Bond*, kao i sistemski GMM daje efikasnije ocene, ovaj pristup nije pogodan za uzorke sa malim N , a velikim T . S obzirom da ovo istraživanje obuhvata samo 14 zemalja, i period od 20 godina, broj instrumentalnih promenljivih prevazilazi broj zemalja, tako da takve ocene „pate“ od pristranosti prevelikog broja informacija. AH metod ocene parametara, pokazuje da smanjenje fiskalnog bilansa kao % BDP-a od 1 procentnog poena, teži da pogorša učešće tekućeg deficita u BDP-u od 0,27 procentnih poena. Ovi rezultati su konzistentni u poređenju sa većinom prethodnih studija, koje se, pre svega odnose, na panel analizu podataka evropskih zemalja. Štaviše, ovaj rezultat je još izraženiji ukoliko se umesto konsolidovanog fiskalnog bilansa koristi ciklično prilagođeni fiskalni bilans odnosno fiskalni bilans koji je očišćen od faze privrednog ciklusa (taj koeficijent iznosi 0,32).

Pored osnovne analize, u disertaciji su proučavane tri različite grupe faktora koji hipotetički mogu uticati na asimetričnost u relaciji između fiskalnog i tekućeg bilansa. Prva takva analiza, uključuje podelu na dva podperioda: periodi suficita tekućeg bilansa i periodi deficita. Dodatno, uzorak je podeljen na još jedan način: periodi niskih tekućih deficita (ispod 2% BDP-a) i periodi visokih deficita (iznad 2% BDP-a). Ukoliko se zemlja nalazi u deficitu tekućeg bilansa, uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans je pozitivan, visok i značajan i iznosi 0,321, dok u slučaju suficita tekućeg bilansa, koeficijent nije statistički značajan. Sličan rezultat je dobijen i ukoliko je deficit tekućeg bilansa iznad 2% BDP-a i iznosi 0,319. Ipak, ovaj efekat je otkriven samo u periodima visokih deficita tekućeg bilansa. U periodima niskih deficita i suficita, fiskalni deficiti nemaju uticaj na neravnoteže tekućeg bilansa. Štaviše, ovaj rezultat nam ukazuje da se potrošači u periodima visokih deficita tekućeg računa i niskih stopa izvoza, ponašaju kenzijski, a u periodima niskih deficita rikardijanski. Sličan rezultat dobili su i *Forte & Magazzino* (2013), na uzorku 33 evropske zemlje, ali oni nisu delili uzorak na periode visokih i niskih deficita, već su analizirali dve podgrupe zemalja: zemlje sa visokim vs. zemlje sa niskim deficitima tekućeg bilansa.

Potom je istraživano da li se uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans razlikuje u predkriznom (2000 - 2008) i postkriznom periodu (2009 - 2019). Dobijeni rezultati pokazuju da fiskalni bilans nema nikakav uticaj na tekući bilans u prvom podperiodu, dok u postkriznom periodu taj uticaj je pozitivan i visoko statistički značajan i iznosi 0,49, što odražava prisustvo visokog stepena blizanačkih deficita samo u postkriznom periodu. Ova asimetričnost je posledica toga što su pre finansijske krize zemlje regiona CIE doživele ekonomski procvat sa visokim stopama rasta BDP-a i prilivom kapitala, što je za uzvrat doprinelo snažnom globalnom rastu i poboljšalo likvidnost u tim zemljama. Posledica toga je brzi rast agregatne tražnje, koji je finansiran prilivom stranog kapitala što je većinski stimulisalo uvoznju potrošnju, kako investicionih dobara, tako i dobara opšte potrošnje. Sve to, zajedno sa realnom apresijacijom deviznog kursa je dovelo do smanjenja privatne štednje i kontinuiranog rasta deficita tekućeg računa. Zbog svega toga, u predkriznom i kriznom periodu, fiskalni bilans je imao zanemarljiv uticaj, što je rezultiralo u manje izraženim blizanačkim deficitima.

Treća analiza, koja obuhvata primenu modela sa pragom je pokazala, da blizanački deficiti važe za nivo duga iznad 22,4% BDP-a, dok je ispod tog nivoa zabeležena divergencija blizanačkih deficita. S obzirom da najveći dug u zemljama CIE iznosi 80,4%, nije identifikovan drugi prag kao u nekim radovima u dosadašnjoj literaturi, gde je za učešće duga u BDP-u iznad 90%, uočeno da se potrošači ponašaju rikardijanski.

Poseban deo ovog dela disertacije, ispituje empirijski odnos između fiskalnog deficita i neravnoteža na tekućem računu, na kvartalnim podacima u Srbiji u periodu od 2005-2020. godine. U tu svrhu, korišćene su različite ekonometrijske tehnike: metod ONK, uopšteni metod momenata (GMM) zbog dinamičke komponente modela, vektorski autoregresioni model (VAR), ali i strukturni vektorski autoregresioni model (SVAR) u cilju izdvajanja tekućih uticaja. Rezultati svih modela nedvosmisleno sugerišu da fiskalni deficit podstiče deficit tekućeg računa, odbacujući hipotezu da se u Srbiji potrošači ponašaju rikardijanski. Zanimljivo je da je Grejndžerov test uzročnosti pokazao da je ta veza dvosmerna tj. da pored toga što prethodne vrednosti fiskalnog bilansa utiču na tekući bilans, i prethodne vrednosti tekućeg bilansa značajno utiču na saldo fiskalnog bilansa.

Ovakvi rezultati istraživanja otklanjaju svaku sumnju u efikasnost korišćenja sistema fiskalne politike u upravljanju spoljnim bilansom i sugeriše da bi fiskalna politika trebalo da bude namenjena poboljšanju stanja tekućih računa u zemljama CIE, a posebno u Srbiji. Dugoročno gledano, kreatori makroekonomske politike treba da prihvataju politike koje podstiču fiskalnu konsolidaciju radi ispravljanja upornih neravnoteža na spoljnom računu. Takođe, u radu je empirijski utvrđeno da efikasnost mera fiskalne politike zavisi i od stanja u kom se privreda nalazi. Prvi rezultat nam sugeriše da fiskalna politika ima značajan uticaj na spoljnoekonomsku ravnotežu u periodima deficita tekućeg bilansa i to naročito većeg od 2% BDP-a. Zatim je pokazano da je taj uticaj neznatno u tranzicionom periodu odnosno periodu ubrzanog ekonomskog razvoja i periodu krize, dok je u postkriznom periodu zabeležen snažan uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans. Na osnovu ove studije može se zaključiti da mere fiskalne politike imaju snažnije efekte u periodima deficita tekućeg bilansa i u postkriznom periodu u odnosu na period krize i period ubrzanog razvoja u zemljama CIE. Ovaj rezultat je značajan sa stanovišta procene potencijalnih implikacija mera fiskalne politike i donošenje odluka o njihovoj pravovremenoj primeni.

Prilog 1

Tabela A1.23 Rezultati testova jediničnog korena za nivoe serija u zemljama CIE

Promenljive	Levin-Lin-Chu ¹	Harris-Tzavalis ²	Breitung ³	Im-Pesaran-Shin ⁴
TB bez trenda	-1,97**	-2,68***	-2,68***	-0,33
TB sa trendom	-3,82***	-1,37*	-2,99***	-3,29***
FB bez trenda	-3,72***	-6,04***	-3,32***	-2,03**
FB sa trendom	-4,57***	-1,95**	-2,74***	-3,30***
CPFB bez trenda	-9,11***	-18,60***	-6,13***	-6,92***
CPFB sa trendom	-7,36***	-9,70***	-6,29***	-6,97***
BDP _{rast} bez trenda	-5,54***	-10,91***	-6,22***	-4,37***
BDP _{rast} sa trendom	-4,42***	-5,02***	-6,32***	-4,78***
BND bez trenda	-2,00**	2,54	7,43	2,01
BND sa trendom	-3,52***	1,16	-0,63	-1,32*
RDK bez trenda	-6,73***	-18,00***	-5,56***	-6,94***
RDK sa trendom	-6,07***	-11,05***	-6,51***	-7,59***
OR bez trenda	-6,74***	-19,68***	-7,28***	-7,05***
OR sa trendom	-5,71***	-10,02***	-6,82***	-7,33***
OTV bez trenda	-2,26**	0,53	2,45	1,48
OTV sa trendom	-3,40***	-1,97**	-2,36***	-2,77***
ENERG bez trenda	0,97	-1,52*	0,66	0,04
ENERG sa trendom	1,01	-5,06***	-1,02	-3,59***
KS bez trenda	-3,94***	-0,14	1,85	-0,65
KS sa trendom	-2,85***	3,51	4,17	1,94
IS bez trenda	-1,22	5,48	5,43	13,75
IS sa trendom	-4,51***	6,11	11,34	8,19

^{1,2,3}H₀: Paneli sadrže jedinični koren

⁴H₀: Svi paneli sadrže jedinični koren

*, ** i *** označavaju da je p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1% respektivno

Izvor: Proračun autora

Iz gornje tabele, za većinu analiziranih vremenskih serija sva četiri testa potvrđuju stacionarnost. Promenljive OTV i ENERK imaju značajan trend, tako da relevantni testovi jediničnog korena koji obuhvataju trend sugerišu na stacionarnost. Što se tiče promenljive BND, *Levin-Lin-Chu* test ukazuje na stacionarnost, dok ostali testovi sugerišu na prisustvo jediničnog korena. Dodatnom proverom jediničnog korena za svaku pojedinačnu zemlju (prošireni *Dickey-Fuller* test, *Phillips-Peron* test, kao i *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* test), utvrđeno je da je to ipak stacionarna vremenska serija. Promenljive KS i IS imaju po jedan jedinični koren i u model su ušle kao prve diference. U nastavku, u tabeli A1.2 dati su rezultati testova jediničnog korena prvih diferenci promenljivih KS i IS.

Tabela A1.24 Rezultati testova jediničnog korena za prvu diferencu nestacionarnih serija (CIE)

Promenljive	Levin–Lin–Chu Harris–Tzavalis Breitung Im–Pesaran–Shin			
	Levin–Lin–Chu	Harris–Tzavalis	Breitung	Im–Pesaran–Shin
Δ KS bez trenda	-2,56***	-17,74***	-4,88***	-3,69***
Δ KS sa trendom	-2,15**	-11,38***	-3,81***	-5,19***
Δ IS bez trenda	0,67	3,05	5,11	5,81
Δ IS sa trendom	-2,27**	-1,96**	-1,74**	-1,25*

^{1,2,3}H₀: Paneli sadrže jedinični koren⁴H₀: Svi paneli sadrže jedinični koren

*, ** i *** označavaju da je p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1% respektivno

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.25 Statički panel model sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*), CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P - vrednost
FB_t	0,1649*	0,0990	0,097
BDP_rast _t	-0,4074***	0,0660	0,000
BND _t	0,1297***	0,0265	0,000
RDK _{t-1}	-0,0307	0,0266	0,250
OR _t	0,1326	0,1326	0,318
OTV _{t-1}	-0,0025	0,0093	0,792
ENERG _t	0,0075	0,0142	0,599
KS _t	-0,1094***	0,0337	0,001
IS _t	1,1992***	0,4331	0,006
V ^l	-2,5352***	0,2945	0,000
Const	-19,4521	13,4660	0,150
Testovi specifikacije			
Autokorelacija (<i>Woodridge F test</i>)	116,078		0,000
Heteroskedastičnost (<i>LR hi-kvadrat test</i>)	44,50		1,000
Prisustvo unakrsnih zavisnosti (<i>cross section</i>)	6,667		0,036

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.26 Dinamički panel model ocenjen metodom ONK, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,6148***	0,0399	0,000
FB_t	0,1564**	0,0751	0,038
BDP_rast _t	-0,5101***	0,0488	0,000
BND _t	0.0727***	0,0204	0,000
RDK _{t-1}	-0,0401**	0,0199	0,046
OR _t	-0,0336	0,1018	0,742
OTV _{t-1}	-0,0000	0,0070	0,999
ENERG _t	0.0025	0,0106	0,816
KS _t	-0.0608**	0,0252	0,017
IS _{t-1}	-0,1320	0,3341	0,693
V	-1.0364***	0,2349	0,000
Const	1,9163	10,3588	0,853
Testovi specifikacije			
Test autokorelacije (<i>Woodridge F</i> test)	97,657		0,000
Test heteroskedastičnosti (LR hi-kv test)	61,14		0,999
Prisustvo unakrsnih međuzavisnosti (<i>cross section</i>)	6,667		0,036

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.27 Testiranje postojanja fiksnih i vremenskih efekata, zemlje CIE

	Test statistika	P- vrednost
Fiksni efekti		
Hausman test (Hi-kvadrat statistika)	21,60	0,010
<i>Ho: Razlike u koeficijentima nisu sistematske</i>		
Vremenski efekti		
F statistika	1,01	0,452
<i>Ho: Vremenski efekti nisu značajni</i>		

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.28 Dinamički panel model sa fiksnim efektima ocenjen metodom ONK, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,5615***	0,0440	0,000
FB_t	0,1582*	0,0848	0,063
BDP_rast _t	-0,4814***	0,0528	0,000
BND _t	0,0854*	0,0452	0,060
RDK _{t-1}	-0,0366*	0,0203	0,072
OR _t	0,0898	0,1268	0,479
OTV _{t-1}	0,0164	0,0165	0,322
ENERG _t	-0,0333	0,0206	0,108
KS _t	-0,0629**	0,0258	0,015
IS _{t-1}	-0,3217	0,4974	0,518
V	-1,1131***	0,2456	0,000
const	-11,5816	13,6540	0,397
Testovi specifikacije			
Test autokorelacije (<i>Breusch-Pagan LM test</i>)	251,369		0,000
Test heteroskedastičnosti (<i>Wald test</i>)	92,37		0,000
Test unakrsne međuzavisnosti (<i>Pesaran test</i>)	0,311		0,755

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.29 Dinamički panel model sa fiksnim efektima, *Prais-Winsten* metodologija, zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna Greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,5816***	0,0575	0,000
FB_t	0,1435**	0,0729	0,049
BDP_rast _t	-0,5034***	0,0513	0,000
BND _t	0,0899***	0,0237	0,000
RDK _{t-1}	-0,0395	0,0243	0,104
OR _t	0,0023	0,1245	0,985
OTV _{t-1}	-0,0014	0,0053	0,798
ENERG _t	0,0018	0,0087	0,831
KS _t	-0,0529**	0,0215	0,014
IS _{t-1}	-0,1620	0,4039	0,688
V	-1,1516***	0,2509	0,000
const	-2,3851	12,6195	0,850
R^2	0,8120		

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

Izvor: Proračun autora

Tabela A1.30 Dinamički panel model: Fiskalna ekspanzija vs. fiskalna konsolidacija (AH pristup IP), zemlje CIE

Promenljive	Koeficijent	Standardna Greška	P – vrednost
TB _{t-1}	0,4951***	0,0630	0,000
CPF_{Bt}	0,2538	0,1681	0,133
CPF_{Bt}*X_{rk}²	0,2137	0,2412	0,376
BDP_rast _t	-0,6334***	0,1211	0,000
BND _t	0,0961**	0,0460	0,038
RDK _{t-1}	-0,0098	0,0414	0,813
OR _t	0,2934**	0,1304	0,025
OTV _{t-1}	0,0312*	0,0174	0,074
ENERG _t	-0,0405*	0,0219	0,065
KS _t	-0,0604	0,0389	0,122
IS _t	-0,3825	0,5879	0,516
V ¹	-1,3135***	0,3088	0,000
Testovi specifikacije			
<i>Sargan-Hansen</i> statistika	1,569		0,456
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> statistika	8,805	<i>Stock-Yogo</i> (pris. 10%)	7,56
Test endogenosti	6,239		0,044

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

¹V – veštačka promenljiva koja uzima nenulte vrednosti 1 za 2006. i 2009. godinu i 2,5 za 2007. i 2008. godinu.

²X_{rk} uzima vrednosti 1 ukoliko je promena CPF_B veća od 0, i 0 za ostalo (143 jedinica ima vrednost 1, a 137 jedinica 0)

Izvor: Proračun autora

2 FELDŠTAJN-HORIOKA ZAGONETKA U ZEMLJAMA CIE

2.1 Uvod

Odnos između štednje jedne zemlje i ukupnih investicija je često predmet ekonomskih istraživanja. Veća štednja, dovodi do manje potrošnje, što može rezultirati većim kapitalnim investicijama i konačno višom stopom ekonomskog rasta (Solow, 1956). Sa razvojem međunarodnog tržišta kapitala, i inostrana štednja u odsustvu kapitalnih kontrola, može imati značajan uticaj na rast domaćih investicija. To sugeriše da kada je zemlja potpuno integrisana u međunarodno tržište kapitala, očekuje se da domaća štednja ima manji uticaj na investicije u toj zemlji. Međutim, Feldštajn i Horioka su u svom radu iz 1980. godine otkrili visok uticaj domaće štednje na investicije u OECD zemljama (koeficijent uz štednju $\beta = 0,89^{13}$), uprkos visokoj međunarodnoj mobilnosti kapitala. Ovo je u literaturi poznato kao Feldštajn-Horioka zagonetka i smatra se jednom od najotpornijih i nerešivih zagonetki u međunarodnoj makroekonomiji (Obstfeld & Rogoff, 2000). Feldštajn i Horioka su smatrali da međunarodna pokretljivost kapitala implicira nisku povezanost između domaće štednje i investicija unutar zemalja, jer se njihova divergencija može izbalansirati prilivom ili odlivom kapitala. Zbog toga, bliska veza između domaće štednje i investicija jedne zemlje, dovodi u pitanje nivo pokretljivosti kapitala u ovim zemljama. Dodatna implikacija je da bilo kakve makroekonomske politike, koje bi promenile domaću štednju, imale bi uticaj na kapital i dugoročni rast zemlje, jer bi promenile i domaće investicije u istom smeru. U slučaju da je uticaj domaće štednje na investicije slab ili nepostojeći, politike usmerene na povećanje domaće štednje bi pre promenile stanje kapitalnog računa nego domaće investicije u zemlji.

Kasnija empirijska istraživanja u literaturi potvrđuju snažan uticaj domaće štednje na investicije u razvijenim zemljama (visok koeficijent zadržavanja štednje), iako je taj uticaj često niži nego što su prvobitno utvrdili Feldštajn i Horioka (Golub, 1990; Tesar, 1991; Hogendorn, 1998; Jansen, 2000; Blanchard & Giavazzi, 2002; Caporale et al., 2005; Evans et al., 2008; Kejriwal, 2008; Kumar & Rao, 2011; Costantini & Gutierrez, 2013; Holmes & Otero, 2014; Singh, 2013). Međutim, kada se u analizu uključe nerazvijene zemlje i zemlje u razvoju, taj uticaj značajno opada (Coakley et al., 1996; Mamingi, 1997; Fidrmuc, 2003; Kasuga, 2004; Sinha & Sinha, 2004; Georgopoulos & Hejazi, 2005; Ozdemir & Olgun, 2009; Bai & Zhang, 2010; Herwartz & Xu, 2010; Younas & Chakraborty, 2011; Chang & Smith, 2014). Prateći hipotezu Feldštajna i Horioke, ovaj nalaz nam sugeriše da su zemlje u razvoju bolje integrisane u međunarodno tržište kapitala nego razvijene zemlje, što predstavlja paradoksalnu situaciju. Zbog toga se dovodi u sumnju interpretacija uticaja domaće štednje na ukupne investicije kao mere stepena međunarodne pokretljivosti kapitala. Moreno (1997) kroz prizmu intertemporalnog budžetskog ograničenja i na bazi empirijskih nalaza u Japanu i SAD, tvrdi da značajan uticaj domaće štednje na investicije uopšte ne predstavlja zagonetku i nije adekvatan pokazatelj stepena mobilnosti kapitala.

Pod uticajem arbitraže, finansijska integracija zemalja dovodi do izjednačavanja prinosa i manjeg podsticaja za međunarodnom mobilnošću kapitala, što implicira da se veliki deo domaćih investicija finansira iz domaće štednje. Stoga, visok koeficijent zadržavanja štednje, u razvijenim

¹³ Videti jednačinu (2.1). Ovaj β koeficijent uz štednju je u literaturi poznat kao koeficijent zadržavanja štednje (*saving-retention coefficient*).

zemljama, ne mora nužno značiti da se zemlja nedovoljno integrisala u tržište kapitala. Visoko razvijene zemlje, su uglavnom neto izvoznici kapitala i taj kapital većinom ulažu u manje razvijene zemlje, gde se ostvaruju i veći prinosi. Iz svega ovoga proizilazi, da se visok koeficijent zadržavanja štednje u razvijenim zemljama, ne može smatrati neočekivanim rezultatom. Štaviše, čak je i očekivano da razvijene zemlje imaju viši koeficijent zadržavanja štednje u odnosu na nerazvijene zemlje i zemlje u razvoju. Vamvakidis & Wacziarg (1998) objašnjavaju da postoje sve manji podsticaji za međunarodnim kretanjem faktora proizvodnje između zemalja slične faktorske raspoloživosti, dok oni postaju intenzivniji između zemalja koje imaju veliku razliku u faktorskoj raspoloživosti.

Takođe, pristrasnost ulaganja u domaću zemlju (engl. „*home bias*“) u dužničke i vlasničke udele i dalje je sveprisutna, uprkos povećanju međunarodne kapitalne mobilnosti (Leachman, 1991; G. J. Georgopoulos & Hejazi, 2005; Coeurdacier et al., 2010). Tržišna dinamika, asimetrija informacija, rizici u izvršenju obaveza, nedovoljna primena finansijskih ugovora i regulatorna neizvesnost usporavaju globalizaciju finansijskih tržišta. Međutim, Georgopoulos & Hejazi (2005) tvrde da ta pristrasnost ulaganja u domaću zemlju, opada tokom vremena. S druge strane, intertemporalna optimizacija tekućeg računa ukazuje na činjenicu da će dugoročno domaća štednja i investicije biti približno iste, bez obzira na visoku mobilnost kapitala.

Važno je napomenuti da zemlja može imati približno istu stopu domaće štednje (S/BDP) i stopu investicija (I/BDP), čak i u slučaju potpune mobilnosti kapitala, jer kapital može biti usmeren ka drugim zemljama radi ulaganja, dok istovremeno privlači strani kapital. Iako su prosečni prinosi između zemalja sličnog nivoa razvijenosti približno jednaki, oni mogu značajno varirati u različitim sektorima, što je rezultat različite faktorske raspoloživosti, aglomeracijskih efekata, geografske blizine tržišta, prisustva prirodnih resursa i drugih faktora. Pored toga, kod zemalja sa visokim bruto domaćim proizvodom (BDP), neka strana direktna investicija (SDI) može imati manje vidljiv efekat na ukupnu stopu investicija (I/BDP) u odnosu na zemlje sa nižim BDP-om. Stoga je očekivano, da postoji veći značaj domaće štednje u finansiranju domaćih investicija u razvijenim zemljama i zemljama sa velikim tržištima u odnosu na slabije razvijene i male zemlje. Neki radovi su potvrdili da velike zemlje imaju značajno viši koeficijent zadržavanja štednje u odnosu na male zemlje (Coakley et al., 1998; Herwartz & Xu, 2010)

Na osnovu svega navedenog, dolazi se do zaključka da Feldštajn-Horioka (FH) model nije adekvatan pokazatelj međunarodne mobilnosti kapitala, iako se u empirijskim istraživanjima, često koristi u te svrhe.

Uticaoj domaće štednje i mobilnosti kapitala na ekonomski rast je tema velikog broja ekonomskih istraživanja kao i kreatora makroekonomskih politika, posebno u zemljama u razvoju, kao što su zemlje Centralne i Istočne Evrope, koje se u poslednje dve decenije suočavaju sa velikim prilivom inostranog kapitala, zbog visokih stopa prinosa. Glavni pokretač ekonomskog rasta u tim zemljama u prvoj i nešto manje u drugoj deceniji tranzicije, predstavljale su SDI koje su donosile napredne tehnologije i znanja iz vodećih zemalja, što je rezultiralo značajnim povećanjem investicija (Borensztein et al., 1998). Snažan priliv kapitala, podstaknut visokim prinosima u ovim zemljama, bio je glavni izvor eksplozivnog rasta investicija nakon pada komunističkih režima, otvaranja tržišta i liberalizacije cena (1990-2008). Drugi umereniji talas ovih priliva, je rezultat monetarne ekspanzije koja se dešavala u Evropi i SAD od kraja globalne finansijske krize 2010. godine pa sve do 2021. godine, koja je poznata kao kvantitativno popuštanje (engl. *quantitative easing*). Izuzetno niske

kamatne stope u razvijenim zemljama, kao i poboljšanje makroekonomskih performansi i brz razvoj informacione tehnologije u zemljama u razvoju (uključujući i zemlje CIE), doprinele su da veliki deo ovih sredstava upravo završi u ovim zemljama (Bartkiewicz, 2018; Halova & Horvath, 2015). Sa druge strane, u ranim fazama tranzicije, deskriptivna analiza podataka pokazuje da je pokrivenost investicija domaćom štednjom bila vrlo niska. To je bilo očekivano zbog očekivanog rasta budućeg dohotka i slobodnog pristupa tržištu kapitala, što je u nekim zemljama čak dovelo i do pada domaće štednje. Međutim, sa ekonomskim razvojem ovih zemalja, smanjena je razlika u stopi pirnosa u odnosu na razvijene zemlje, a očekivanja u pogledu rasta budućih dohodaka su opala, te je štednja je postepeno počela da raste od 2012. godine i dostigla nivo od blizu 24% BDP-a u 2019. godini (grafikon 2.1).

Kako bi ispitali značaj domaće štednje na kretanje investicija u zemljama CIE, i analizirali trenutne i buduće implikacije makroekonomskih politika, glavni cilj ovog dela disertacije je testiranje statusa Feldštajn-Horioka zagonetke i koeficijenta zadržavanja štednje u periodu 2000-2019. godine. Takođe, posebna analiza, koristeći kvartalne podatke, je sprovedena za Srbiju u periodu od prvog kvaratala 2005. godine do prvog kvaratala 2020. godine.

Većina naučnih radova koji testiraju Feldštajn-Horioka zagonetku, koristi standardne ekonometrijske tehnike panel modela sa fiksnim ili slučajnim efektima. Međutim, štednja i investicije su potencijalno endogene promenljive, jer i na štednju i na investicije utiče veliki broj zajedničkih faktora, tako da i izbor instrumentalnih promenljivih predstavlja težak zadatak. Drugo, uticaj neopserviranih zajedničkih faktora dovodi do unakrsne međuzavisnosti između zemalja, što narušava pretpostavke standardnih ekonometrijskih procedura koje rezultiraju nekonzistentnim ocenama. Treće, ovi standardni metodi podrazumevaju homogenost nagiba svih analiziranih zemalja u panelu, što vrlo često, a i u ovom istraživanju nije slučaj (tabela 2.2). Zbog toga, u ovom istraživanju za ocenu koeficijenta zadržavanja štednje, primenjen je korigovani metod ONK (engl. *Common correlated effects mean group* ili CCEMG) koji je razvio Pesaran (2006). Reč je o ekonometrijskoj metodi novije generacije, koja je otporna na prisustvo unakrsne međuzavisnosti među zemljama, heterogenosti koeficijenata nagiba, pojavu strukturnih lomova i endogenih regresora.

Rezultati panel analize zemalja CIE za ceo period od 2000-2019. godine, ukazuju na relativno visok koeficijent zadržavanja štednje (0,47) za zemlje u razvoju koji je visoko statistički značajan. Ovaj nalaz je posledica uspešno sprovedenih ekonomskih reformi i postepenog ekonomskog napretka na putu dostizanja razvijenih evropskih zemalja, što se ogleda u приметnom povećanju domaće štednje u drugoj polovini posmatranog perioda. Nadalje, potvrdu ove tvrdnje dobili smo ocenom koeficijenata zadržavanja štednje u dva heterogena podperioda (2000-2008, 2010-2019), pri čemu je u drugom podperiodu zabeležen značajno viši koeficijent zadržavanja štednje. Konačno, primenom metoda ONK i instrumentalnih promenljivih otkrivena je vrlo slaba, ali statistički značajna veza između štednje i investicija u Srbiji u periodu 2005-2020. godine (0,11), koristeći kvartalne podatke. Kao i kod grupe zemalja, taj koeficijent je rezultat potpuno suprotnih trendova štednje i investicija u prvom periodu uzorka (2005-2012), dok su u drugom delu uzorka (2013-2020) usklađeni i prate približno isti trend.

Ovaj deo disertacije ima nekoliko doprinosna postojećoj literaturi. Prvo, ovo je prva studija koja istražuje Feldštajn-Horioka zagonetku u zemljama Centralne i Istočne Evrope. U dosadašnjoj literaturi, samo neke od ovih 14 zemalja su obuhvaćene u okviru šire grupe evropskih zemalja ili zemalja u razvoju. Drugo, primenom naprednih ekonometrijskih tehnika druge generacije

(korigovane metode ONK u analizi panel podataka) koji rešavaju problem unakrsne međuzavisnosti i heterogenosti koeficijenta nagiba, dobijaju se pouzdaniji zaključci o vezi između domaće štednje i investicija. Treće, podelom uzorka na dva podperioda, ova studija otkriva niže koeficijente zadržavanja štednje u prvoj dekadi tranzicije u odnosu na drugu dekadu tranzicije, što je u skladu sa nalazima u empirijskoj literaturi i ekonomskom teorijom. Četvrto, rezultati ovih empirijskih istraživanja imaju i praktičnu relevantnost jer identifikovanje izvora finansiranja investicija ima veliki značaj za kreatore makroekonomskih politika. Konačano, testiranje povezanosti između bruto domaće štednje i bruto domaćih investicija u Srbiji, primenom rigoroznih ekonometrijskih alata, otkriva status ove zagonetke u Srbiji.

Ostatak ovog dela disertacije je organizovan na sledeći način. Odeljak 2.2 daje kratak prikaz Feldštajn i Horioka zagonetke i detaljan pregled literature. Odeljak 2.3 se bavi podacima i deskriptivnom analizom podataka. Specifikacija modela i ekonometrijska metodologija predstavljena je u odeljku 2.4, dok su empirijski rezultati za zemlje CIE prikazani u poglavlju 2.5. Odeljak 2.6 obuhvata ekonometrijsku analizu FH zagonetke u Srbiji. Zaključna razmatranja nalaze se u odeljku 2.7.

2.2 Feldštajn-Horioka zagonetka i pregled empirijske literature

U makroekonomiji otvorene privrede i dalje postoji nerazjašnjena zagonetka oko visoke korelacije između domaće štednje i investicija. Feldštajn i Horioka (1980) su prvi primetili dugoročnu vezu između štednje i investicija u zemljama OECD, koja se objašnjava dugoročnom nepokretnošću kapitala i nesavršenom integracijom međunarodnih finansijskih tržišta. Međutim, ovo tumačenje o niskoj međunarodnoj pokretljivosti kapitala nije u skladu sa Mandel-Flemingovim modelom, teorijom finansijske globalizacije i evidentno visokom mobilnošću kapitala u svetu. Mandel-Flemingov model predviđa savršenu pokretljivost kapitala koju podstiču razlike u stopama prinosa. Svaka razlika u kamatnim stopama između zemalja dovodi do priliva (odliva) kapitala u domaću privredu, što se manifestuje kroz akumulaciju (trošenje) deviznih rezervi i podrazumevani suficit (deficit) tekućeg bilansa u slučaju fiksnog deviznog kursa ili aprecijaciju (depresijaciju) domaće valute u slučaju fleksibilnog deviznog kursa. Takođe, finansijska globalizacija omogućava diversifikaciju investicija i portfolija širom sveta, maksimizaciju prinosa prilagođenih riziku i efikasnu alokaciju svetskih kapitalnih resursa. S obzirom na sve navedeno, Feldštajn i Horioka su očekivali slabu vezu između domaće štednje i investicija. Zato se visoka korelacija između domaće štednje i investicija u otvorenoj makroekonomiji smatra zagonetkom i predstavlja predmet mnogih empirijskih istraživanja.

Ovo poglavlje daje prvo kratak prikaz FH studije iz 1980. godine. Odmah zatim, dat je detaljan pregled empirijske literature posebno za razvijene, a posebno za zemlje u razvoju. Potencijalna empirijska i teorijska objašnjenja zagonetke prikazana su u narednom odeljku. Na kraju, poseban odeljak je posvećen metodološkim problemima prilikom merenja povezanosti domaće štednje i investicija.

2.2.1 Feldštajn-Horioka model i međunarodna mobilnost kapitala

Feldštajn i Horioka (1980) su na uzorku 21 OECD zemlje (i podgrupi od 16 zemalja) u periodu 1960-1974. godine, ocenili redukovanu formu regresije unakrsne međuzavisnosti gde je zavisna promenljiva stopa bruto investicija, a nezavisna promenljiva stopa bruto domaće štednje (2.1).

$$\left(\frac{I}{BDP}\right)_{it} = \alpha + \beta \left(\frac{S}{BDP}\right)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

Izraz $(I/BDP)_{it}$ predstavlja stopu bruto investicija u zemlji i u periodu t , dok je $(S/BDP)_{it}$ stopa bruto domaće štednje u zemlji i u periodu t . Koeficijent β je nagib modela, dok je ε_{it} greške regresionog modela koje su identične i nezavisno raspoređene sa aritmetičkom sredinom 0 i konstantnom varijansom σ_ε^2 ($\varepsilon_{it} \sim ind(0, \sigma_\varepsilon^2)$). Parametar nagiba uz stopu bruto štednje β pokazuje koji deo štednje u odnosu na BDP se zadržava u zemlji i investira u zemlju porekla. Što je veći procenat zadržavanja štednje u domaćoj privredi, to je manji udeo koji se pozajmljuje i investira na međunarodnom tržištu kapitala. Zbog toga ovaj koeficijent je u literaturi poznat kao **koeficijent zadržavanja štednje**.

Autori empirijski istražuju argument da, pod savršenom mobilnošću kapitala, domaća štednja odlazi u najatraktivnije projekte širom sveta, i kao rezultat toga ne bi trebalo da bude u korelaciji sa domaćim investicijama. Stoga, Feldštajn i Horioka u svom istraživanju koeficijent zadržavanja štednje tumače kao indikator stepena međunarodne mobilnosti kapitala. U stanju finansijske autarkije, odnosno odsustva međunarodnog kretanja kapitala, koeficijent zadržavanja štednje jednak je 1, a celokupna štednja ostaje u zemlji porekla. Sa druge strane, u obrnutom slučaju, gde je $\beta = 0$, domaće investicije su u potpunosti finansirane inostranim kapitalom. To bi značilo da postoji savršena međunarodna mobilnost kapitala. Konačno, ukoliko je β koeficijent između 0 i 1, postoji umerena mobilnost kapitala.

Nulta hipoteza u jednačini (2.1), glasi da pod punom mobilnošću kapitala, koeficijent zadržavanja štednje (β) je jednak 0. Njihovi empirijski nalazi pokazuju da je ovaj koeficijent veoma blizu 1, odnosno nalazi se u intervalu između 0,85 i 0,95, čak i kada se uzme u obzir stepen otvorenosti ili veličina zemalja iz uzorka, što po njima ukazuje na nisku mobilnost kapitala. Oni pripisuju ove dokaze strukturnim faktorima, kao što su nedostatak informacija, averzija investitora prema riziku i razlikama u pravnim sistemima. Međutim, neka uporediva istraživanja na uzorku OECD zemalja su pokazala da je arbitraža između sličnih bezrizičnih aktiva u različitim zemljama skoro savršena, pa visoke vrednosti koeficijentata zadržavanja štednje svrstava u zagonetke u međunarodnoj makroekonomiji (Obstfeld & Rogoff, 2000). Ovo je u literaturi poznato kao **Feldštajn-Horioka zagonetka**.

2.2.2 Pregled empirijske literature

Feldštajn-Horioka zagonetka je empirijski u potpunosti ili delimično potvrđena u velikom broju istraživanja na uzorku razvijenih zemalja, dok kod zemalja u razvoju i nerazvijenih zemalja to nije potvrđeno (Singh, 2016). S obzirom da je predmet ovog dela doktorske disertacije analiza Feldštajn-

Horioka zagonetke u zemljama CIE gde većina zemalja spada u grupu zemalja u razvoju, u nastavku ovog podpoglavlja, pored opšteg pregleda literature, posebno je data analiza empirijske literatutre za zemlje u razvoju.

Što se tiče primenjenih ekonometrijskih tehnika, većina empirijskih istraživanja, pogotovu studije od 2000-ih koriste panel analizu podataka. Najčešće se koriste paneli sa fiksnim efektima, a ređe paneli sa konstantnim regresionim parametrima (engl. *pooled panel*) i paneli sa slučajnim efektima. Pored toga, nekolicina radova ispituje i kointegraciju u panelu između štednje i investicija, a neki aktuelni radovi primenjuju dinamičke panel modele. Analiza individualnih zemalja se najčešće zasniva na korišćenju vektorskih autoregresionih modela i ispitivanju kointegracije i uzročnosti između štednje i investicija. Detaljan pregled je dat u nastavku.

2.2.2.1 *FH zagonetka u razvijenim zemljama*

Nakon pionirske studije Feldštajna i Horioke iz 1980. godine, Feldštajn je u dva navrata ponovno testirao ovu hipotezu, neznatno varirajući vremenske intervale i uzorke. Prvo je analizirao odnos između domaće štednje i investicija u dugom i kratkom roku koristeći podatke za 17 OECD zemalja u periodu od 1950. do 1979. godine i potvrdio FH zagonetku u dugom roku, dok je u kratkom roku pronašao da postoji veća fleksibilnost u pogledu kretanja kapitala (Feldstein, 1983). Takođe, Feldstein & Bacchetta (1989) su testirali ovaj odnos na uzorku 23 OECD zemlje u periodu od 1960. do 1987. godine i dobili za nijansu slabiju vezu od originalnog rada, čime su potvrdili zagonetku. Autori su takođe istražili faktore koji mogu uticati na povezanost između štednje i investicija, a to su fiskalna politika, monetarna politika i spoljnotrgovinski bilans. Njihovi rezultati ukazuju na to da fiskalna politika i spoljnotrgovinski bilans imaju veći uticaj od monetarne politike na odnos štednje i investicija.

Nakon toga, mnogi autori su sprovedi slična istraživanja za različite vremenske intervale u OECD zemljama i ostalim razvijenim zemljama, i u potpunosti ili delimično potvrdili zagonetku (Murphy, 1984; Golub, 1990; Tesar, 1991; Sinn, 1992; Coakley et al., 1996; Taylor, 1996; Jos Jansen, 1996; Coakley & Kulasi, 1997; Hogendorn, 1998; Jansen, 2000; Coiteux & Olivier, 2000; Corbin, 2001; S. H. Kim, 2001; Blanchard & Giavazzi, 2002; Taylor, 2002; Ho, 2003; Coakley et al., 2004; Caporale et al., 2005; Evans et al., 2008; Kejriwal, 2008; Pelgrin & Schich, 2008; Kumar & Rao, 2011; Chu, 2012; Berger, 2012; Singh, 2013; Costantini & Gutierrez, 2013; Holmes & Otero, 2014, 2014).

Penati & Dooley (1984) su replikovali Feldštajn-Horioka model na 19 industrijskih zemalja i potvrdili njihove rezultate, iako su koristili metod instrumentalnih promenljivih. Caprio et al. (1984) su uzimajući prve difference umesto nivoa promenljivih, na uzorku 23 OECD zemlje, tokom perioda 1961-1981. godine, zaključili da je korelacija između štednje i investicija oslabljena. Koristeći neto štednju i neto investicije kao učešće u BDP-u na uzorku 23 OECD zemlje, Tesar (1991) nalazi pozitivnu, ali slabiju povezanost između ove dve promenljive i u kratkom i u dugom roku. Međutim, ona tvrdi da prisustvo zajedničkih kretanja u štednji i investicijama ne može sprečiti integraciju finansijskih tržišta. Katsimi & Moutos (2009) su čak ukupne investicije proširili sa investicijama u

ljudski kapital, a štednju sa izdacima u obrazovanje, ali povezanost između štednje i investicija je ostala na sličnom nivou kao i u originalnom FH istraživanju.

U retkim slučajevima, za istu grupu zemalja, i sličnom periodu posmatranja, neki autori su dobili suprotan rezultat u odnosu na FH zagonetku. Krol (1996) je pomoću panela sa konstantnim regresionim parametrima (engl. *pooled panel*), na uzorku 21 OECD zemlje, u periodu od 1962. do 1990. godine, pronašao da vrlo mali deo domaće štednje ostaje u zemlji porekla za finansiranje investicija. Većina domaće štednje odlazi u svetsku štednju tražeći najveći prinos.

Neki autori su dobili rezultat da u razvijenim zemljama koeficijent zadržavanja štednje opada tokom vremena (Evans et al., 2008; Jansen, 2000; Kejriwal, 2008; Khan, 2017; Leachman, 1991). Georgopoulos & Hejazi (2005) tvrde da prethodne studije zanemaruju opadajuću pristranost za investiranjem u zemlji porekla štednje (*home bias*) tokom vremena. U tom smislu, Georgopoulos & Hejazi dodaju negativni vremenski trend koji objašnjava niže transakcione troškove i koriste uzorak od 28 OECD zemalja tokom perioda 1970-2000. Njihovi rezultati, iako slabiji, podržavaju FH zagonetku. Leachman (1991) je na uzorku 24 OECD zemlje, analizirajući svaku zemlju pojedinačno, u periodu od 1960. do 1984. godine pronašao da tokom vremena ova povezanost opada. To isto potvrđuje i Kejriwal (2008) u svom radu, gde je pokazao da u 21 OECD zemlji, kointegracija između investicija i štednje se menja tokom vremena, tako što se koeficijent zadržavanja štednje smanjuje. Oni to smatraju konzistentnim sa nalazima tadašnjih studija o rastu međunarodne diversifikovanosti i integracije međunarodnog tržišta kapitala. Evans et al. (2008) su istraživali varijabilnost koeficijenta zadržavanja štednje kroz vreme (TVC¹⁴) u 7 industrijskih zemalja (1850-1992) i odbacili hipotezu o stabilnosti ovog koeficijenta. Koeficijent u posleratnom periodu nije previše opao, ali u 20. veku se beleže niži koeficijenti. Suprotno ovim rezultatima, na uzorku 8 OECD zemalja u istom periodu, koristeći model sa korekcijom ravnotežne greške (ECM) sa vremenski promenljivim koeficijentima, Berger (2012) je pomoću Kalmanovog filtera ocenio da je koeficijent zadržavanja štednje bio najniži pred kraj 19. veka, da bi kasnije porastao u većini zemalja.

Još jedan deo literature, koncentriše se na promenu mobilnosti kapitala u zavisnosti od režima makroekonomskih politika ili režima deviznih kurseva. Razni autori, uključujući i Kim (2001) i Kejriwal (2008), uveli su različite vrste strukturnih šokova u model promene režima. Takođe, novija istraživanja koriste Markovljeve modele promene režima kako bi objasnili ove promene. Chen & Shen (2015) su pomoću Markovljevih modela pronašli dokaze o vremenski promenljivoj prirodi ovog odnosa, pošto su se koeficijenti zadržavanja štednje kretali između režima visoke i niske mobilnosti kapitala. Pored toga, otkrili su da je odnos varirao između zemalja u uzorku, posebno članicama Evropske monetarne unije (EMU) u kojima je kapital bio mobilniji između država.

Jedna grupa autora, analizirajući razvijene zemlje je pokazala da je veličina zemlje pozitivno korelisana sa koeficijentom zadržavanja štednje (Ho, 2003; Jos Jansen, 1996). Ho (2003) je u panel modelu sa pragom u 23 OECD zemlje (1961-1997), ispitivao uticaj veličine zemlje na nivo koeficijenta zadržavanja štednje. Rezultati sugerišu da ovaj koeficijent raste sa rastom udela BNP u svetskom BNP.

Rossini & Zanghieri (2003) ukazuju na nizak stepen povezanosti štednje i investicija (opadanje koeficijenta zadržavanja štednje) u 26 OECD zemalja, tokom perioda 1991 – 1997. godine,

¹⁴ Time-Varying coefficients

ukoliko se umesto ukupnih investicija koriste neto domaće investicije (bez SDI). Ovaj rezultat je dobijen korišćenjem panel modela sa fiksnim efektima.

Empirijski je utvrđeno da je u OECD zemljama, koeficijent zadržavanja štednje znatno opao pred finansijsku krizu 2008. godine i ponovo porastao nakon nje (But & Morley, 2017). Oni su analizirali 27 zemalja u periodu od 1980. do 2012. godine. U istom periodu, samo na uzorku 17 evropskih zemalja, Johnson & Lamdin (2014) dokazuju da je povezanost između investicija i štednje porasla u ranoj fazi finansijske krize, zbog opadanja mobilnosti kapitala u tom periodu.

Raza et al. (2018) su koristeći panel 17 OECD zemalja, tokom perioda 1960 - 2015, dobili da negativne promene u štednji imaju veći uticaj na investicije nego pozitivne promene i u kratkom i u dugom roku. Otkriće postojanja asimetrije produbljuje postojeću empirijsku literaturu, koja uglavnom pretpostavlja linearni odnos.

Empirijska istraživanja koja se fokusiraju samo na evropske zemlje, ne daju jednoznačne rezultate. Ipak, čini se da su koeficijenti zadržavanja štednje u evropskim zemljama uopšteno niži u odnosu na grupu OECD zemalja. Bayoumi et al. (1999) su analizirajući period od 1960. do 1992. godine, metodom ocene ponderisanih najmanjih kvadrata utvrdili da je koeficijent zadržavanja štednje u zemljama EU statistički značajno različit od 0, ali niži nego u celoj Evropi i OECD zemljama. Argimón & Roldán (1994) su pomoću kointegracione analize dobili da je koeficijent zadržavanja štednje nizak u Nemačkoj, Holandiji i Velikoj Britaniji, a visok u Belgiji, Danskoj, Francuskoj, Irskoj, Italiji i Španiji. Lemmen & Eijffinger (1995) su na primeru 9 evropskih zemalja, dobile dosta niže koeficijente zadržavanja štednje (0,6) u poređenju sa OECD zemljama. Štaviše, od 1980. godine su pokazali da taj koeficijent opada, ukazujući na rast kapitalne mobilnosti u ovim zemljama. Takođe, koristeći kvartalne podatke, zaključili su da ne postoji kointegracija između domaće štednje i investicija. Armstrong et al. (1996) su čak dobili i negativan koeficijent zadržavanja štednje u 12 zemalja EU, što značajno odudara od drugih rezultata, što je verovatno posledica primene pogrešne ekonometrijske metodologije (korišćen je panel sa konstantnim regresionim parametrima). Tokom vremena, koeficijent opada, ukazujući na rast stepena pokretljivosti kapitala. Telatar et al. (2007) su imali ideju da pomoću Markovljevih modela promene režima, utvrde da li sa formiranjem EMU u nekim zemljama postoji tranzicija sa niske na visoku mobilnost kapitala, ali nisu uspeali to da dokažu. Dok je novija studija Chen & Shen (2015) na uzorku 9 evropskih zemalja, u periodu od 1966. do 2013. godine koristeći Markovljev model promene režima, ukazala da se koeficijent zadržavanja štednje, prebacuje sa visokog na nizak nivo u Danskoj, Nemačkoj, Norveškoj i Švedskoj. Plakandaras et al. (2018) koriste model dugoročnih izvođenja (Fisher & Seater, 1993), a za proveru robusnosti ispituju kauzalnost između štednje i investicija u panelu ključnih zemalja EMU. Oni odbacuju hipotezu o nepokretljivosti kapitala, čak i pre formiranja EU, EMU i pre nastanka globalne finansijske krize iz 2008. godine. Sve u svemu, empirijska istraživanja o pokretljivosti kapitala između evropskih zemalja sugerišu da je nakon uvođenja zajedničkog tržišta i zajedničke valute mobilnost kapitala porasla. Ipak, nedavna globalna finansijska kriza je usporila proces integracije, uvodeći trgovinske barijere i smanjujući mobilnost kapitala.

Što se tiče analiza pojedinčanih zemalja, najzastupljeniji su radovi vezani za SAD. Većina analiza je sprovedena koristeći kvartalne podatke, a od ekonometrijskih tehnika najčešće je korišćena kointegraciona analiza, kao i testovi uzročnosti. Rezultati ukazuju na veću povezanost štednje i investicija tokom perioda fiksnog deviznog kursa u odnosu na fleksibilni devizni kurs (Miller, 1988). De Vita & Abbott (2002), korišćenjem linearnih regresionih modela raspoređenih docnji (engl.

Autoregressive Distributed Lag ili ARDL) i testa graničnih vrednosti, dobijaju kointegraciju investicija i štednje u svim periodima uzorka (1946-2001). Ta korelacija slabi tokom perioda liberalnijeg fleksibilnog deviznog kursa, sa značajnim padom koeficijenta nagiba posle 1971. godine. Levy (2000) je na bazi godišnjih podataka (1929-1989), primenom unakrsne spektralne analize, dobio jaku cikličnu povezanost investicija i štednje, i ta povezanost je jača u posleratnom periodu u odnosu na predratni period. Hoffmann (2004) proučava odnos između štednje i investicija u SAD i UK koristeći godišnje podatke u dugom i kratkom roku. Studija se oslanja na test kointegracije i model sa korekcijom ravnotežne greške i prilaže dokaze da je u dugom roku kapital mobilan, ali na kratak rok manje mobilan zbog trenja na tržištima kapitala.

Pored SAD, UK se vrlo često pojedinačno analizira u kontekstu FH zagonetke u empirijskoj literaturi. U analizi odnosa štednje i investicija u evropskim zemljama, UK predstavlja primer visoke mobilnosti kapitala tj. vrlo niskog koeficijenta zadržavanja štednje, pogotovu nakon ukidanja kapitalnih kontrola na međunarodno kretanje kapitala 1979. godine (Abbott & Vita, 2003; Özmen & Parmaksız, 2003; Sarno & Taylor, 1998a).

2.2.2.2 *Feldštajn-Horioka zagonetka u zemljama u razvoju*

Empirijska istraživanja FH zagonetke zemalja u razvoju najčešće podrazumevaju primenu mešovitih panel modela koji analiziraju istovremeno i zemlje u razvoju i razvijene zemlje. Rezultati empirijskih istraživanja ukazuju na činjenicu da je koeficijent zadržavanja štednje značajno niži u ekonomijama u razvoju, nego u razvijenim zemljama (Dooley et al., 1987; Vos, 1988; Coakley et al., 1996; Mamingi, 1997; Vamvakidis & Wacziarg, 1998; Fidrmuc, 2003; Kasuga, 2004; Sinha & Sinha, 2004; G. J. Georgopoulos & Hejazi, 2005; Ozdemir & Olgun, 2009; Y. Bai & Zhang, 2010; Herwartz & Xu, 2010; Younas & Chakraborty, 2011; Chang & Smith, 2014). U istraživanju objavljenom 1999. godine, Coakley et al. (1999) su analizirali odnos između štednje i investicija u periodu od 1965. do 1990. godine u 20 zemalja članica OECD i 44 zemalja u razvoju. Kako bi proučili ovaj odnos, modelirali su štednju i investicije kao nezavisne slučajne procese i uključili premiju na rizik. Ova premija bila je povezana sa deficitom tekućeg računa putem mehanizma korekcije grešaka, koji je nametao dugoročna ograničenja solventnosti. Rezultati istraživanja ukazuju na visok stepen mobilnosti kapitala. Istraživači su ustanovili da je kratkoročna korelacija između štednje i ulaganja bila niža u najmanje razvijenim zemljama u poređenju sa državama članicama OECD. Sinha & Sinha (2004) su proučavali relevantne odnose za 123 zemlje (razvijene zemlje i zemlje u razvoju) koristeći modele sa korekcijom ravnotežne greške (engl. *Error correction model* ili ECM). Njihovi rezultati otkrivaju da kapital pokazuje nisku mobilnost u većini razvijenih zemalja iz uzorka, dok se obrnuto događa u zemljama u razvoju sa niskim dohocima po glavi stanovnika. Kasuga (2004) je potvrdio prethodne empirijske nalaze koji ukazuju na povećanu mobilnost kapitala u manje razvijenim zemljama, koristeći uzorak od 79 zemalja u razvoju i 23 OECD zemlje. Međutim, on pruža dokaze da zemlje sa razvijenim primarnim tržištem kapitala imaju veći koeficijent zadržavanja štednje, što rezultira nižim koeficijentima u zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje. Dodatno, on ističe da se odnos između domaće štednje i investicija, može objasniti nesavršenostima na domaćem tržištu kapitala i ne treba je smatrati merom nepokretnosti kapitala. Younas & Chakraborty (2011) su na bazi kointegracije u panelu na uzorku od 99 zemalja ispitali uticaj globalizacije na mobilnost kapitala u periodu od 1970. do 2005. godine. Pronašli su da je otvorenost zemlje, kao i integracija finansijskih

tržišta smanjila korelaciju između štednje i investicija u svim zemljama, ali značajno više u zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama. Chang & Smith (2014) su razvili DSGE¹⁵ model, bez fokusiranja na bilo kakve realne ili finansijske frikcije, koji istovremeno objašnjava oba aspekta FH zagonetke: pozitivnu korelaciju između štednje i investicija u svim zemljama, i niži koeficijent korelacije u zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje. Nalazi važe i za kvartalne podatke i za dugoročne proseke.

Pored kombinovanih analiza, postoji grupa empirijskih istraživanja koja se bavi ispitivanjem FH zagonetke samo u zemljama u razvoju (Wong, 1990; Mamingi, 1997; Ghosh & Ostry, 1995; Isaksson, 2001; Payne & Kumazawa, 2006; Alakbarov & Bayar, 2021). Wong (1990) je pokazao da je koeficijent zadržavanja štednje nizak, što objašnjava visokim nivoom mobilnosti kapitala u 45 zemalja u razvoju. On pripisuje ovaj rezultat veličini sektora nerazmenljivih dobara. Isaksson (2001) je dobio sličan rezultat, ali on smatra da je razlog za to inostrana pomoć zemljama u razvoju. Ghosh & Ostry (1995) analiziraju odnos štednje i investicija, ispitujući volatilnost tekućeg bilansa, u periodu od 1950. do 1991. godine i dobijaju rezultate koji su u suprotnosti sa FH zagonetkom. Payne & Kumazawa (2006) koriste uzorak od 47 zemalja u razvoju i koristeći metod aritmetičkih sredina grupe, dozvoljavajući uticaj trajnih šokova na tekući račun, dokazuju visoku kapitalnu mobilnost u različitim zemljama u razvoju. Koristeći test kointegracije panela (Vesterlund Durbin-Hausman test) i test uzročnosti u panelu, Alakbarov & Bayar (2021) testiraju validnost FH zagonetke na uzorku 21 zemlje u razvoju tokom perioda 1994-2016. Nalazi otkrivaju da su domaće investicije uglavnom finansirane kroz priliv stranog kapitala, što je u suprotnosti sa FH zagonetkom.

U empirijskoj literaturi, može se pronaći i nekoliko radova koji obuhvataju i zemlje Centralne i Istočne Evrope (CIE) i jugoistočne Evrope (JIE) (Buch, 1999; Petreska & Mojsoska-Blazevski, 2013; Irandoust, 2019; Karahan et al., 2020). Buch (1999) je prvi analizirao odnos između štednje i investicija u kontekstu kapitalne mobilnosti u zemljama istočne Evrope koje su tada bile u procesu pridruživanja EU. Uz pomoć panel analize sa fiksnim efektima ocenio je FH model u Češkoj, Estoniji, Mađarskoj, Poljskoj i Sloveniji i dobio koeficijent zadržavanja štednje 0,5-0,6 u oba perioda (1980-97 i 1989-97). Dodatno, ove rezultate su uporedili sa panelom južnoevropskih zemalja, članica EU (Grčkom, Portugalom i Španijom), i dobili slične rezultate. Petreska & Mojsoska-Blazevski (2013) su na uzorku 3 grupe zemalja (zemlje JIE, CIE i ZND) potvrdile FH zagonetku, ali sa koeficijentom zadržavanja štednje nižim od 1¹⁶. Noviji rad Irandousta (2019) ispituje ovaj odnos u šest tranzicionih ekonomija (Estoniji, Letoniji, Litvaniji, Ukrajini, Belorusiji i Rusiji) u periodu od 1995. do 2014. godine, koristeći *bootstrap* pristup Grejndžerove uzročnosti u panelu i uzimajući u obzir unakrsnu međuzavisnost i heterogenost nagiba među zemljama. Rezultati su pokazali da postoji obostrana uzročnost između štednje i investicija, ali je ta uzročnost veća u Litvaniji, Belorusiji i Ukrajini nego u Rusiji, Estoniji i Letoniji. Za razliku od njih, Karahan et al. (2020) su na proširenom uzorku istočnoevropskih zemalja (Belorusija, Bugarska, Češka, Hrvatska, Estonija, Grčka, Mađarska, Litvanija, Letonija, Poljska, Rusija, Rumunija, Slovačka, Turska i Ukrajina) dobili jednostranu uzročnost od štednje ka investicijama. Naime, oni su u periodu od 2000. do 2016. godine, na godišnjim podacima, sprovedli analizu kointegracije u panelu zajedno sa testom Grejndžerove uzročnosti. Rezultati su pokazali da postoji dugoročna veza između štednje i investicija, a koeficijent zadržavanja štednje je

¹⁵ *Dynamic stochastic general equilibrium model*

¹⁶ Ovdje treba napomenuti da su pomenuti autori ispitivali kointegraciju u panelu, gde su kod modela korekcije ravnotežne greške dobili pozitivan koeficijent prilagođavanja u svim modelima, što teorijski nije moguće. Zbog toga, ovi rezultati se ne mogu smatrati pouzdanim.

ocenjen primenom metoda proširenih aritmetičkih sredina grupe (AMG)¹⁷. Ukoliko se S/BDP poveća za 1 procentni poen, I/BDP će u ovim zemljama porasti za 8,27%. Na osnovu toga, oni zaključuju da FH zagonetka važi i tumače ovaj rezultat u kontekstu vrlo niske finansijske integrisanosti istočno-evropskih zemalja.

FH zagonetka je takođe bila testirana i u zemljama Latinske Amerike, azijskim zemljama, afričkim zemljama i zemljama srednjeg istoka (H. Kim et al., 2005; Payne & Kumazawa, 2006; S. Kim et al., 2007; Cooray & Sinha, 2007; Rocha, 2009; Vasudeva Murthy, 2009; Bangaké & Eggoh, 2012; Kumar et al., 2014; Murthy & Ketenci, 2020, 2021; Yersh, 2022). Opšti zaključak je da zemlje Latinske Amerike imaju vrlo nizak koeficijent zadržavanja štednje, jer veliki deo inostranog kapitala završava baš u ovim zemljama. U istočno-azijskim zemljama, taj koeficijent je bio čak i viši nego u OECD zemljama (0,88), ali je otkriveno da vremenom opada, sa postepenim uklanjanjem barijera na slobodno kretanje kapitala (S. Kim et al., 2007). Koeficijent zadržavanja štednje u Kini iznosi 0,6, analizirajući period od 1978. do 2006. godine (M. Jiang, 2014) i utvrđeno je da vremenom opada od sredine 1990-ih (Chan et al., 2011).

Generalno, na osnovu rezultata gore navedenih studija, može se zaključiti da je koeficijent zadržavanja štednje znatno niži u zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama. Ovo se može objasniti značajno većim prinosima u zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje, što ih čini atraktivnim područjem za privlačenje inostranog kapitala.

2.2.3 Potencijalna objašnjenja FH zagonetke

Analizirajući dosadašnju literaturu, pogotovu u razvijenim zemljama, pozitivne i visoke korelacije između štednje i investicija ostaju kao sveprisutna zakonomernost uočena iz podataka. U empirijskim studijama, postoji veliki broj različitih objašnjenja Feldštajn-Horioka zagonetke. Ovo podpoglavlje daje kratak prikaz potencijalnih objašnjenja u proceni korelacije između štednje i investicija uz navođenje odgovarajuće literature.

Egzogeni šokovi. Prema Obstfeldu (1985) neki faktori kao što su privredni rast ili rast stanovništva mogu uticati na istovremeni rast domaće štednje i investicija, bez obzira na otvorenost tržišta kapitala. Dobar primer egzogenog šoka je tehnički progres koji omogućava trajno povećanje produktivnosti, a koji utiče i na štednju i na investicije. Pored šoka produktivnosti, razlog mogu biti i fiskalni, finansijski i drugi šokovi ekonomskog rasta. Persson & Svensson (1985) su u svom modelu preklapajućih generacija koji opisuje malu otvorenu privredu, uključili očekivane trgovinske šokove. Ovi šokovi utiču na prinose na štednju i investicije sa određenim zakašnjenjem, ali stvaraju pozitivan odnos između njih. Cardia (1991) u okviru DSGE modela male otvorene privrede ispituje uticaj stohastičkih šokova produktivnosti, fiskalnih i monetarnih šokova na korelaciju štednje i investicija. Rezultati ukazuju da šok u produktivnosti uzrokuje visoku korelaciju ove dve promenljive, dok fiskalni i monetarni šokovi imaju neznatan uticaj. Schmidt (2007) tvrdi da uočena visoka korelacija između štednje i investicija se delimično objašnjava šokovima u monetarnoj politici. U svom

¹⁷ *Augmented mean group* (AMG) je metod koji su razvili Eberhardt & Bond (2009), koji uzima u obzir i unakrsnu međuzavisnost i gde se aritmetička sredina grupe računa ponderisanjem pojedinačnih rezultata i pojedinačnih koeficijenata panela u isto vreme.

istraživanju koristi DSGE model sa dve male otvorene privrede i ispituje da li model generiše visoke korelacije uslovljene monetarnom politikom.

Priistrasnost ulaganja „kod kuće“ (engl. *home bias*). Postoji pristrasnost investitora ka ulaganjima u svoju zemlju u odnosu na ulaganja u inostranstvo usled različitih tržišnih frikcija, moralnog hazarda i asimetrije informacija koje stvaraju neizvesnost prilikom ulaganja na stranim tržištima i predstavljaju ključnu prepreku globalizaciji finansijskih tržišta. Uprkos revolucionarnom razvoju informacione tehnologije i razvoju različitih finansijskih instrumenata za upravljanje rizicima, pristrasnost prema ulaganju "kod kuće" i dalje dominira (Coeurdacier et al., 2010). Međutim, istraživanja (Georgopoulos & Hejazi, 2005) na uzorku od 28 OECD zemalja ukazuju na postepeno smanjenje te pristrasnosti tokom vremena. Štaviše, kada se uzorak proširi na 40 nerazvijenih zemalja i zemalja u razvoju, domaća pristrasnost se još više smanjuje (Georgopoulos & Hejazi, 2009).

Nerazmenljiva dobra i transakcioni troškovi u trgovini. Frankel (1985) je koristeći teorijski model pokazao da prisustvo nerazmenljivih dobara, kao i međunarodno nepokretnih faktora proizvodnje (kao što je radna snaga) predstavlja značajno ograničenje kretanju kapitala, što može uticati na visoku korelaciju domaće štednje i investicija. Engel & Kletzer (1989) demonstriraju da prisustvo nerazmenljivih dobara, zajedno sa nepokretnim faktorima proizvodnje, čini domaće investicije visoko zavisnim od domaće štednje. Sa druge strane, S. H. Kim (2001) na uzorku 19 OECD zemalja to nije dokazao. Njegovi rezultati otkrivaju da različitost zemalja u veličini BNP i sektor nerazmenljivih dobara ne objašnjavaju visoku povezanost između štednje i investicija. Takođe, različite trgovinske barijere kao i transportni i transakcioni troškovi takođe utiču na pristrasnost korišćenja štednje za investicije u zemlji porekla (Blanchard & Giavazzi, 2002; Kumar & Rao, 2011; Bangaké & Eggoh, 2012). Fazio et al. (2008) pruža jake empirijske dokaze objašnjenja FH zagonetke kroz gravitacioni model koji ispituje uticaj relativnih cena i trgovinskih troškova na nacionalni trgovinski bilans.

Paritet kamatnih stopa. Frankel (1992) je tvrdio da zapravo, Feldštajn-Horioka zagonetka i nije toliko iznenađujuća, uzimajući u obzir da ne važi ni uslov nepokrivenog kamatnog pariteta, ni uslov pariteta realnih kamatnih stopa, zbog transakcionih troškova, državnih intervencija i slično. On tvrdi da je neispunjenost uslova pariteta realnih kamatnih stopa odgovoran za visoku korelaciju između domaće štednje i investicija. Cardia (1991) ispituje efekte prilagođavanja kamatnih stopa na dinamiku štednje i investicija u modelu male otvorene privrede sa savršenom mobilnošću kapitala. Ona takođe zaključuje da neuspeh pariteta realnih kamatnih stopa utiče na pozitivnu korelaciju domaće štednje i investicija.

Heterogenost zemalja. Jedno od potencijalnih objašnjenja je i heterogenost u faktorskoj raspoloživosti i finansijskim karakteristikama zemalja (Vamvakidis & Wacziarg, 1998). Naime, kod zemalja slične faktorske raspoloživosti, trgovina robom kao i faktorima proizvodnje će dovesti do izjednačavanja njihovih cena. U takvim okolnostima, postoje sve manji podsticaji za međunarodnim kretanjem faktora proizvodnje između razvijenih zemalja, što implicira visok stepen poklapanja domaće štednje i investicija. Analogno tome, u slučaju zemalja koje imaju veliku razliku u faktorskoj raspoloživosti, postoje podsticaji za intenzivnijim kretanjem faktora proizvodnje između njih. Neka istraživanja kao argument ističu veličinu zemlje. Oni ukazuju na činjenicu da velike zemlje imaju veliki uticaj na svetske kamatne stope i na taj način proizvode visoke korelacije štednje i investicija u zemljama porekla (Jos Jansen, 1996; Coakley et al., 1998; Herwartz & Xu, 2010). Povećanje

odnosno smanjenje štednje u velikim zemljama, utiču na smanjenje odnosno povećanje svetske kamatne stope, a time i na povećanja odnosno smanjenja investicija u njima (Jos Jansen, 1996; Ho, 2003; Fouquau et al., 2008; Kejriwal, 2008; Ko & Funashima, 2019).

Intertemporalno budžetsko ograničenje. Mnogi autori tvrde da postoji jaka veza između štednje i investicija na dugi rok zbog intertemporalnog budžetskog ograničenja, dok je ta veza kratkoročno slabija (Cardia, 1992; Coakley & Kulasi, 1997; Moreno, 1997; Jansen, 2000). Iako je ovaj pristup vrlo koristan u objašnjenju visokih korelacija štednje i investicija, uopšteno nedostaje empirijska validacija ovih teorijskih predviđanja (Singh, 2007). Većina radova se fokusira da objasni da postoji ravnoteža između izvoza i uvoza (kao udeo u BDP-u), dokazujući održivost deficita tekućeg bilansa i važenje intertemporalnog budžetskog ograničenja, a iz toga proizilazi i visoka korelacija između štednje i investicija¹⁸. Naravno, u nekim periodima javlja se neravnoteža tekućeg bilansa, ali u dugom roku važi intertemporalno budžetsko ograničenje.

Frikcije na tržištu roba i usluga i finansijskom tržištu. Eaton et al. (2016) predstavljaju empirijske dokaze da finansijske frikcije na tržištima roba i usluga smanjuju stepen mobilnosti kapitala. U stvari, oni tvrde da otklanjanje frikcija na tržištima roba i usluga značajno smanjuje zavisnost domaćih investicija od domaće štednje, što dovodi do većeg stepena mobilnosti kapitala u posmatranoj Feldštajn-Horioka zagonetki. Takođe, Ford & Horioka (2017), objašnjavajući Feldštajn-Horioka zagonetku, navode da neto transferi kapitala među zemljama zavise ne samo od integracije finansijskih tržišta već i od integracije roba i tržišta usluga i da je postojanje frikcija na tom tržištu uzrok ove zagonetke. Bai & Zhang (2010) pomoću stohastičkog modela istražuju uticaj dve vrste finansijskih frikcija na odnos štednje i investicija. Jedna vrsta frikcija predstavlja ograničeno sprovođenje ugovora sa pretnjom plaćanja penala za neizvršenje obaveza, a druga vrsta je ograničena pokrivenost što ograničava skup dostupnih aktiva na standardne obveznice. Kalibrirani model sa ovim frikcijama proizvodi koeficijent zadržavanja štednje blizak onom koji se nalazi u podacima. Model bez frikcija podrazumeva koeficijent zadržavanja štednje koji je blizu 0. Takođe, finansijske frikcije kao i asimetrija informacija na međunarodnim finansijskim tržištima mogu nastati zbog razlike u količini i kvalitetu informacija između domaćih i stranih investitora, kao i zbog nepoznavanja nekih inostranih proizvoda, inostranih poslovnih praksi, računovodstvenih standarda i regulatornih okruženja.

Kapitalne kontrole. Čak i za finansijski otvorene privrede bio je karakterističan određeni stepen kontrole kapitala. U dosadašnjoj empirijskoj literaturi, preovlađuju dokazi da ukidanje kapitalnih kontrola dovodi do povećanja priliva kapitala i smanjenja korelacije između štednje i investicija. Sarno & Taylor (1998a, 1998b) su na primeru UK dokazali da je sa ukidanjem kapitalnih kontrola posle 1979. godine, koeficijent zadržavanja štednje znatno opao. Slične nalaze, ali na većem uzorku zemalja, dobili su i Abbott & Vita (2003), kao i Özmen & Parmaksız (2003). Međutim, gore

¹⁸ Iz računovodstvene jednakosti proizilazi da je saldo tekućeg bilansa jednak razlici ukupne nacionalne štednje (javne + privatne) i investicija:

$$NX = (T - G) + S^P - I$$

$$NX = S^G + S^P - I$$

$$NX = S^N - I$$

pomenute studije koje analiziraju odnos štednje i investicija u razvijenim zemljama koje nemaju barijere na protok kapitala, pronalaze visoke koeficijente zadržavanja štednje.

2.2.4 Neki metodološki problemi

U prethodnom delu su prikazana različita objašnjenja za Feldštajn-Horioka zagonetku koja se mogu pronaći u literaturi. Iako postoje empirijski radovi koji pokušavaju da objasne ovaj fenomen, neki autori smatraju da nije toliko iznenađujuć (Cardia, 1992; Moreno, 1997; Rocha, 2003; Telatar et al., 2007). Stoga se ovaj odeljak fokusira na dva ključna problema: da li je koeficijent zadržavanja štednje adekvatna mera za merenje pokretljivosti kapitala i kako izabrati odgovarajuće ekonometrijske tehnike za analizu veze između domaće štednje i investicija.

2.2.4.1 *Koeficijent zadržavanja štednje kao mera mobilnosti kapitala*

Glavna ideja Feldštajn-Horioka modela je da ispita međunarodnu pokretljivost kapitala, analizom uticaja domaće štednje na domaće investicije. Njihov argument je da ukoliko ne postoje barijere na kretanje kapitala, veći deo domaće štednje će napustiti zemlju porekla, ukoliko je ta zemlja neto izvoznik kapitala, ili ukoliko je zemlja neto uvoznik kapitala, ona će svoje investicije finansirati od priliva kapitala iz inostranstva (Feldstein & Horioka, 1980). Iz ovoga proizilazi, da ukoliko postoji jaka međunarodna integracija finansijskih tržišta, kretanje domaće štednje ne bi trebalo da ima statistički značajan uticaj na kretanje domaćih investicija. Međutim, rezultati istraživanja na uzorku OECD zemalja su pokazali da je taj uticaj jak i statistički značajan (koeficijent zadržavanja štednje je blizu 1). Većina kasnijih empirijskih istraživanja je u većoj ili manjoj meri potvrdila ovaj rezultat. S obzirom da postoje podaci o snažnom međunarodnom kretanju kapitala, i da u tom smislu ovo nije u skladu sa očekivanjima i ekonomskom teorijom, ovaj rezultat je proglašen svojevrsnom zagonetkom u međunarodnoj makroekonomiji.

Uprkos empirijskim dokazima o međunarodnoj pokretljivosti kapitala i globalizaciji finansijskih tržišta, većina studija u dosadašnjim istraživanjima, ispitivanje uticaja domaće štednje na domaće investicije (tj. FH model), koristi kao okvir za procenu stepena međunarodne mobilnosti kapitala odnosno finansijske integrisanosti zemlje u međunarodno tržište kapitala. Na osnovu toga, zaključuju da što je veći koeficijent uz štednju, to pokazuje vrlo nisku mobilnost kapitala u toj grupi zemalja. Kao što je ranije, u ovom poglavlju već istaknuto, empirijski nalazi nedvosmisleno pokazuju da je koeficijent uz štednju značajno niži u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama (videti sekciju 2.2.2.2). Prateći ovaj šablon zaključivanja, to bi značilo da su manje razvijene zemlje više integrisane u međunarodno tržište kapitala nego razvijene zemlje, što je u suprotnosti sa stvarnim podacima. Zbog toga, nije opravdano na osnovu rezultata FH modela, donositi zaključke o stepenu kapitalne mobilnosti. Moreno (1997) na bazi empirijskih nalaza u Japanu i SAD, kao i teorijskih argumenata, pokazuje da je visoka povezanost domaće štednje i investicija konzistentna bez obzira na nivo kapitalne mobilnosti. Ovaj rezultat objašnjava kroz prizmu intertemporalnog budžetskog ograničenja i zato smatra da jaka veza između štednje i investicija, uopšte ne predstavlja zagonetku i da ne sadrži informacije o stepenu kapitalne mobilnosti.

Međunarodna mobilnost kapitala, ne podrazumeva da se celokupna ili većina domaće štednje iz razvijenih zemalja mora obavezno seliti u zemlje sa visokim prinosima, jer prateći tu logiku, njihove investicije ne bi imale iz čega da se finansiraju zbog toga što su prinosi između razvijenih zemalja vrlo slični. Stoga je i očekivano da u razvijenim zemljama uticaj domaće štednje na investicije bude značajno visok, jer iako postoji neka razlika u prinosima u odnosu na druge razvijene zemlje, ona vrlo često ne bude veća od transakcionih troškova prenosa kapitala. Dok, sa druge strane, u zemljama u razvoju rezultat je značajno drugačiji. Zemlje u razvoju, su tržišta koja su u prošlosti imala jake tržišne barijere na kretanje kapitala, i koja su nakon liberalizacije cena i otvaranja granica, doživele ogroman priliv kapitala usled visokih i atraktivnih prinosa. To je dovelo do eksplozivnog rasta potrošnje i smanjenja štednje, usled očekivanog rasta budućih dohodaka i otvorenog pristupa tržištu kapitala. Veliki priliv kapitala sa jedne strane, uz niske stope štednje, rezultiralo je u značajno nižim koeficijentima zadržavanja štednje. Sa postepenim razvojem ovih zemalja, one postaju bogatije, štednja počinje da raste, prinosi polakao opadaju, a samim tim i priliv inostranog kapitala, što utiče na postepeni rast koeficijenta zadržavanja štednje.

Visok koeficijent zadržavanja štednje ne znači da se zemlja nije dovoljno integrisala u tržište kapitala, već obrnuto, sa finansijskom integracijom zemalja, dolazi do izjednačavanja prinosa a samim tim i manje podsticaja za prilivom kapitala. Kada se zemlja dovoljno razvije, postaje neto izvoznik kapitala i taj kapital se obično seli u neke manje razvijene zemlje, ostvarujući veći prinos. Ovo se jasno vidi prostom deskriptivnom analizom kretanja koeficijenta S/I koji sa razvojem zemlje raste i kada se zemlja dovoljno razvije on postaje veći od 1 i u tom slučaju zemlja je neto izvoznik kapitala (primer Slovenije, grafikon 2.3). Vamvakidis & Wacziarg (1998) tvrde da postoje sve manji podsticaji za međunarodnim kretanjem faktora proizvodnje između razvijenih zemalja, jer između zemalja slične faktorske raspoloživosti, trgovina robom i uslugama kao i faktorima proizvodnje dovodi do izjednačavanja njihovih cena. U slučaju zemalja koje imaju veliku razliku u faktorskoj raspoloživosti, postoje podsticaji za intenzivnijim kretanjem faktora proizvodnje i samim tim većim međunarodnim kretanjem kapitala. Analogno tome, očekuje se i da koeficijent zadržavanja štednje bude visok u velikim zemljama, zbog veličine tržišta, i to je potvrđeno u nekoliko empirijskih studija (Jos Jansen, 1996; Coakley et al., 1998; Herwartz & Xu, 2010).

Postoji nekoliko empirijskih istraživanja koji naglašavaju da se stepen pokretljivosti kapitala ne može izmeriti ocenom nivoa povezanosti domaće štednje i investicija. Cardia (1992) tvrdi da visoke vrednosti β koeficijenta uz štednju mogu biti u skladu sa savršenom mobilnošću kapitala. Ona ispituje efekte prilagođavanja realne kamatne stope na dinamiku štednje i investicija kroz model otvorene privrede, u skladu sa savršenom integracijom kapitala u međunarodno finansijsko tržište. Ona pokazuje da neuspeh realnog pariteta kamatnih stopa dovodi do toga da su štednja i investicije pozitivno korelisane, nastale kao posledica određenih šokova (npr. šokova produktivnosti). Ona je u svom prethodnom radu iz 1991. godine, razvila DSGE model male otvorene privrede sa dve zemlje i stohastičkim simulacijama utvrdila, da je visoka korelacija između štednje i investicija rezultat tehnoloških promena (šokova), pre nego niskog nivoa kapitalne mobilnosti. Rocha (2003) na osnovu intertemporalnog makroekonomskog modela otvorene privrede i odgovarajućih ekonometrijskih testova, tvrdi da koeficijent zadržavanja štednje uopšte ne pokazuje stepen mobilnosti kapitala, već samo uzima u obzir ispunjenost uslova solventnosti budžetskog ograničenja.

Ukoliko postoje kapitalne kontrole u nekim zemljama, očekuje se da će njihovo ukidanje rezultirati smanjenjem koeficijenta zadržavanja štednje. U tom slučaju, povezanost štednje i

investicija predstavlja dobar pokazatelj povećanja kapitalne mobilnosti. Međutim, nakon nekog vremena, kada se prinosi izjednače, očekuje se da će koeficijent zadržavanja štednje imati tendenciju rasta, bez obzira što stepen integrisanosti u međunarodno tržište kapitala nije opao. Telatar et al. (2007) su na uzorku koji se sastoji od Belgije, Danske, Finske, Francuske, Italije i Švedske, potvrdili da je koeficijent zadržavanja štednje opao nakon uspostavljanja EMU, zbog progresivne integracije tržišta kapitala. Glavni razlog za to je upravo činjenica da je pridruživanje EMU podrazumevalo ukidanje kapitalnih kontrola. Međutim, kasnija istraživanja su pokazala da je koeficijent zadržavanja štednje ipak porastao, iako nema kapitalnih kontrola.

Iz svega navedenog se može zaključiti da uticaj domaće štednje na domaće investicije nije dobar pokazatelj stepena kapitalne mobilnosti i da visoki koeficijenti zadržavanja štednje u razvijenim zemljama, ne mogu se smatrati neočekivanim rezultatom.

2.2.4.2 *Neki ekonometrijski problemi*

U početnim studijama sprovedenim 1980-ih godina, uglavnom se koristio pristup unakrsne međuzavisnosti i standardni metod običnih najmanjih kvadrata (ONK) za ocenu FH modela. Modeli unakrsne međuzavisnosti su se obično primenjivali na prosečne vrednosti vremenskih serija promenljivih u uzorku. Rezultati dobijeni iz ovih studija, pružaju jasne dokaze o prisustvu visoke korelacije između štednje i investicija u razvijenim zemljama. Međutim, ovi modeli pate od niza nedostataka. Pored uobičajene heteroskedastičnosti koja dovodi do pristrasnih ocena, postoji i visoka osetljivost na ekstremne vrednosti i pristrasnost prilikom izbora uzorka. Kasnije, sa razvojem efikasnijih metoda kointegracione analize, FH model se najčešće ocenjivao koristeći vektorske autoregresione (VAR) modele. Visoka korelacija između štednje i investicija je i dalje ostala prisutna u većini istraživanja. Od sredine 1990-ih, a posebno 2000-ih, u empirijskim analizama grupe zemalja, dominantno se primenjuju panel modeli. Pored standardnih panel modela (običan panel sa konstantnim regresionim parametrima, panel sa fiksnim efektima, panel sa slučajnim efektima), često se ispituje i kointegracija u panelu, a u novijima radovima primenjuju se dinamički panel modeli.

Originalna Feldštajn-Horioka zagonetka ispituje uticaj domaće štednje na ukupan nivo investicija u zemlji, bez uključivanja ostalih determinanti koje utiču na investicije. Ideja je da se vidi u kom stepenu domaća štednja utiče na nivo domaćih investicija. Takođe, većina faktora koji utiču na investicije, istovremeno utiču i na kretanje domaće štednje, što izaziva problem endogenosti u modelu. FH model ustvari regresira endogenu promenljivu I/BDP na endogenu promenljivu S/BDP . Zbog toga, ocene dobijene metodom ONK su pristrasne i nekonzistentne, i statistički zaključci nisu pouzdani. Korišćenje instrumentalnih promenljivih u ovom modelu, koji se koriste za ublažavanje problema endogenosti, nije dalo očekivane rezultate. Razlog za to je činjenica da je gotovo nemoguće pronaći neki instrument koji je čvrsto korelisan sa štednjom, a egzogen u odnosu na investicije. Duran & Ferreira-Lopes (2022) su primenili dinamički panel GMM metod sa fiksnim efektima, tako što su kao instrumente koristili ukupan realni BDP (kao meru veličine tržišta), stopu rasta realnog BDP-a i realni BDP per capita (kao meru nivoa razvijenosti zemlje). Glavni problem je što nijedna od ovih promenljivih nije egzogena u odnosu na investicije, jer su investicije sastavni deo BDP-a i najvažnija neposredna determinanta njegovog rasta. U radu nisu prikazani testovi specifikacije, pre svega test endogenosti i prekomerne identifikovanosti, tako da se ne može izvesti zaključak o adekvatnosti ovog

modela. Još jedan ekonometrijski problem na koji se nailazi prilikom analize FH modela, je i česta heterogenost zemalja koje se ispituju u uzorku. Zbog svega navedenog, najnovija istraživanja se baziraju na analizi Feldštajn-Horioka zagonetke, primenom korigovane metode ONK (CCEMG i DCCEMG)¹⁹ koje je predložio Pesaran 2006. godine (Bibi & Jalil, 2016; Eyuboglu & Uzar, 2020; Murthy & Ketenci, 2020; Özdemir, 2022). Ova metoda će biti korišćena i u ovom radu, tako da je u nastavku dat opširniji pregled ove metodologije.

2.3 Uzorak i deskriptivna analiza podataka

Kao što je već napomenuto, panel analiza FH zagonetke je sprovedena na uzorku 14 zemalja CIE koristeći godišnje podatke u periodu od 2000. do 2019. godine. Ove zemlje su Albanija, Bugarska, Češka, Hrvatska, Estonija, Litvanija, Letonija, Mađarska, Severna Makedonija, Poljska, Rumunija, Slovačka, Slovenija i Srbija. Podaci o bruto investicijama²⁰ (I/BDP) i bruto domaćoj štednji²¹ (S/BDP) predstavljeni u odnosu na BDP su dobijeni iz baze Svetske banke i Međunarodnog monetarnog fonda.

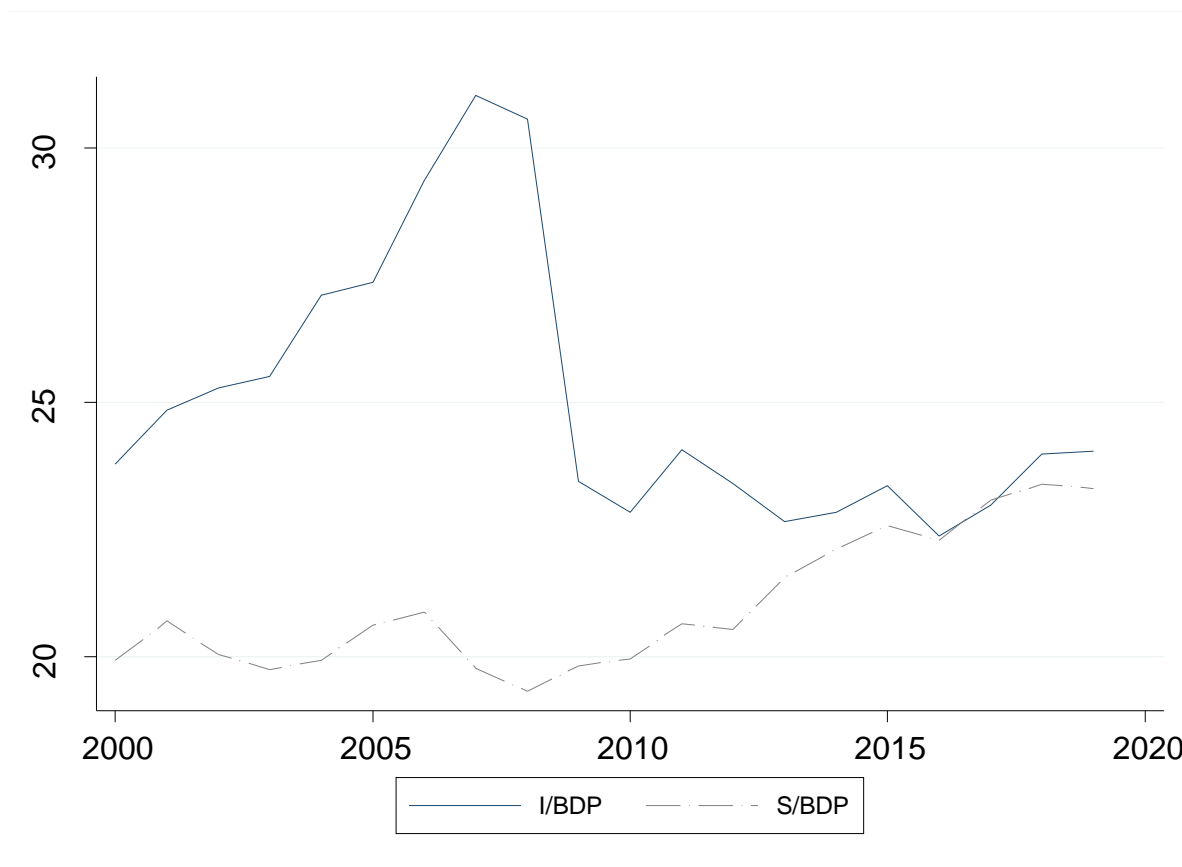
Bruto investicije obuhvataju nabavku osnovnih sredstava u zemlji, uključujući i neto promene nivoa zaliha. Osnovna sredstva podrazumevaju ulaganja u infrastrukturu, nabavku postrojenja, mašina i opreme, kao i izgradnju puteva, železnica i sličnih objekata, uključujući škole, bolnice, stambene jedinice, komercijalne zgrade. Zalihe se odnose na robu koju preduzeća drže kako bi se zadovoljile privremene ili neočekivane fluktuacije u proizvodnji ili prodaji. Bruto domaća štednja jednaka je bruto nacionalnom dohotku umanjenom za ukupnu potrošnju plus neto transferi. Važno je napomenuti da ona uključuje sva tri izvora štednje: štednju privrede (amortizacija + neto profit), štednju domaćinstava (finansijska štednja + ulaganje u nove stambene objekte) i državnu štednju (budžetski bilans + javne investicije).

Sve zemlje CIE su prošle kroz turbulentan period tranzicije, a sada teže da dostignu nivo razvijenosti zemalja zapadne Evrope. Iako se i dalje smatraju zemljama u razvoju, neke od njih počinju da dostižu performanse razvijenih zemalja Evrope (na primer Slovenija, Poljska, Češka). To se, između ostalog, vidi po kretanju bruto domaće štednje. Na početku tranzicionog perioda, štednja je naglo opala u svim zemljama, ali je sa njihovim razvojem postepeno počela da raste. Ovaj trend rasta domaće štednje utiče sve više na domaće investicije, pa se očekuje relativno visok koeficijent zadržavanja štednje. Cilj ovog istraživanja je da ispita nivo povezanosti između domaće štednje i investicija u zemljama Centralne i Istočne Evrope. U nastavku je prikazana detaljna deskriptivna analiza podataka, koja daje vrlo korisne početne informacije o odnosu ove dve promenljive.

¹⁹ Na engl. *Common correlated effects mean group* (CCEMG) i *Dynamic common correlated effects mean group* (DCCEMG)

²⁰ Bruto investicije (ili ranije bruto domaće investicije) se prema metodologiji sistema nacionalnih računa (engl. System of national accounts - SNA) odnosi na sve investicije u datoj zemlji bez obzira da li su domaće ili strane.

²¹ Bruto domaća štednja obuhvata ukupnu štednju na teritoriji zemlje bez obzira da li su je kreirali državljani te zemlje ili strane kompanije i rezidenti.

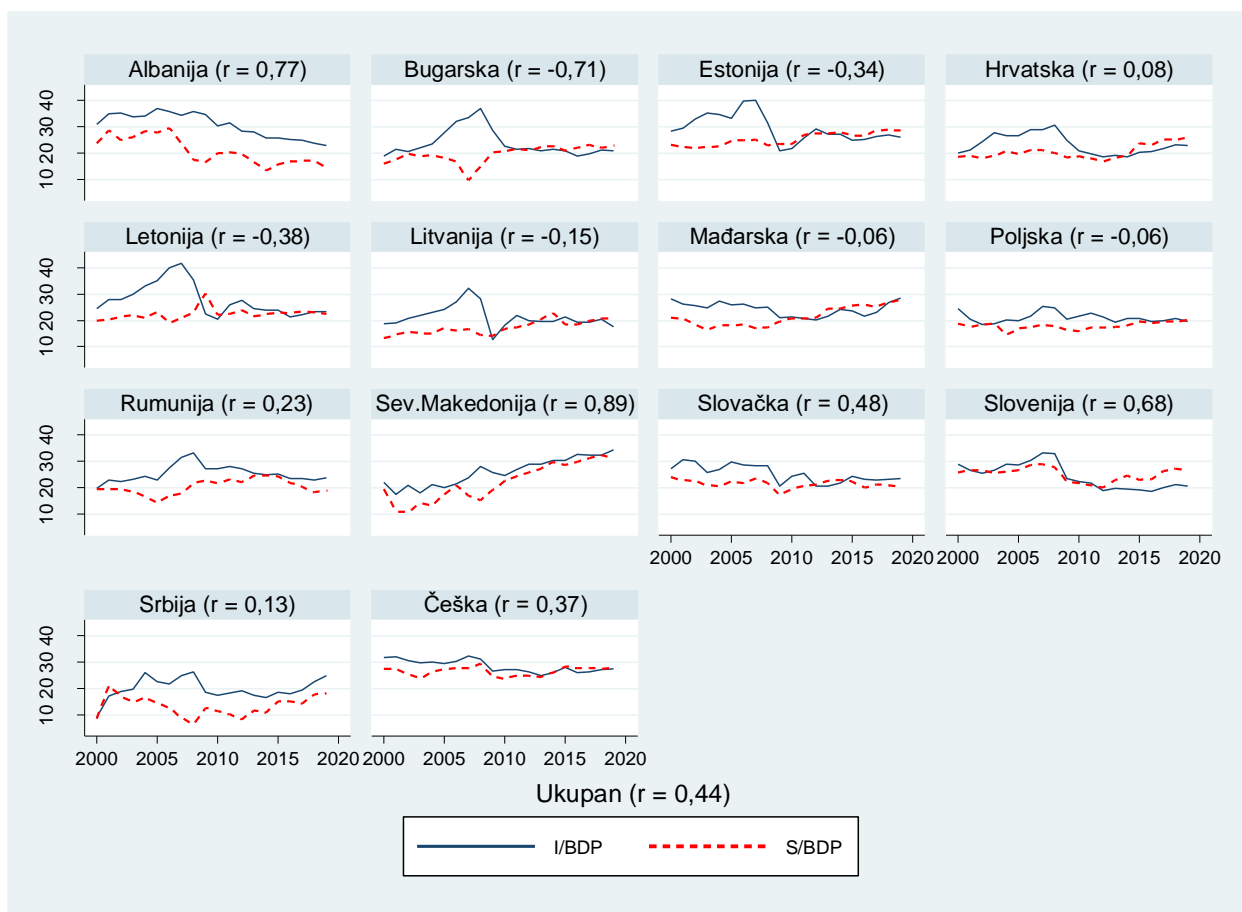


Izvor: Svetska banka, MMF

Grafikon 2.1 Kretanje *I/BDP* i *S/BDP* u zemljama CIE kroz vreme (2000-2019)

Grafikon 2.1 otkriva da su štednja i investicije kao udeo u BDP-u pokazale potpuno različite trendove u periodu pred svetsku finansijsku krizu, koja je pogodila ovaj region tek krajem 2008. godine. Međutim, od 2010. godine, čini se da se ove dve promenljive vraćaju na sličnu liniju trenda. Koeficijent korelacije između ove dve promenljive u celom uzorku iznosi 0,44, dok u periodu od 2010. do 2019. godine iznosi 0,60. U periodu od 2000. do 2007. godine, prosečne investicije u 14 zemalja CIE pokazale su jasnu tendenciju rasta, dostigavši maksimum od približno 32% BDP-a u 2007. godini, dok su tokom svetske finansijske krize naglo pale na oko 23% u 2009. godini. Nakon toga, došlo je do relativne stagnacije investicija, sa blagom tendencijom rasta od 2017. godine.

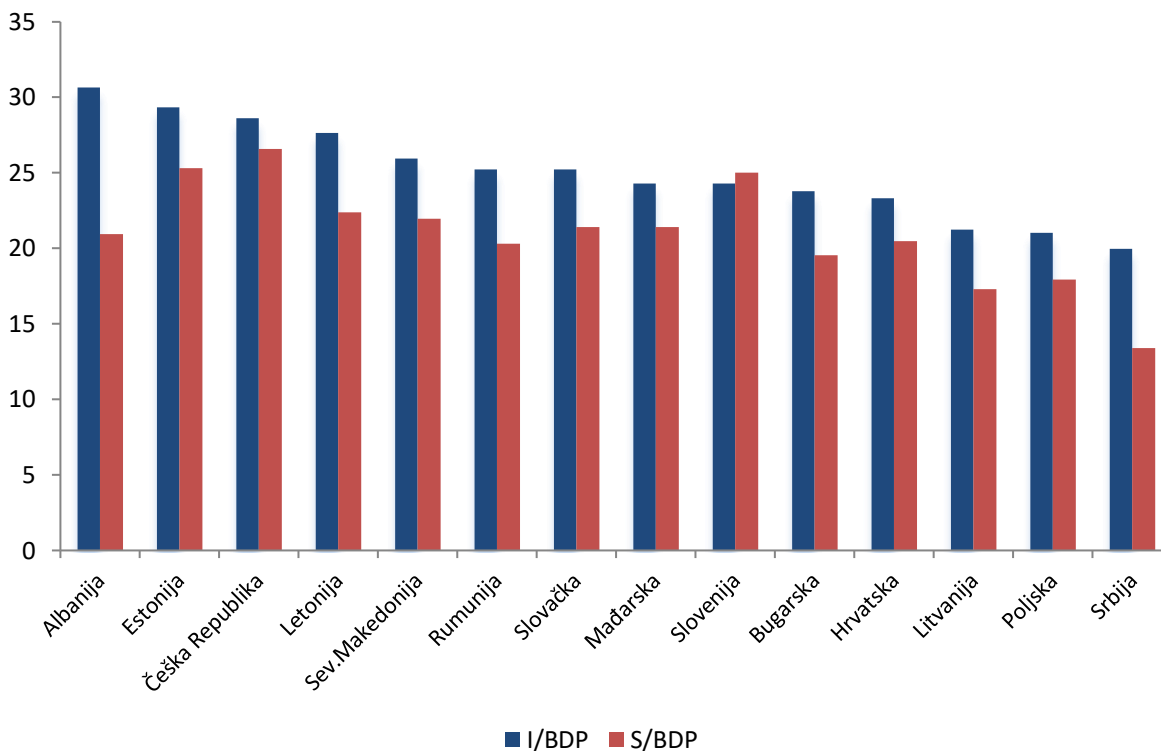
Sa druge strane, prosečna bruto domaća štednja u periodu pre finansijske krize je uglavnom stagnirala na relativno niskom nivou (čak često ispod 20% u proseku) uz blagi trend opadanja, da bi nakon 2010. godine ušla u rastući trend i dostigla nivo iznad 23% u 2019. godini. Većina zemalja CIE je nakon kraha komunističkih režima, započela proces tranzicije, koji je između ostalog obuhvatao liberalizaciju cena i tržišta kapitala, što je podstaklo veliki priliv stranog kapitala, pre svega, zbog visokih stopa prinosa. Građani su očekivali da će njihovi dohoci rasti i po visokim stopama rasta BDP-a iz godine u godinu, pa su stoga više trošili, a manje štedeli. Taj talas optimizma, uticao je na eksplozivan rast tekuće potrošnje, smanjujući domaću štednju. Nakon 2010. godine, sa rastom ekonomskog standarda ovih zemalja, dolazi i do postepenog rasta štednje.



Izvor: Svetska banka, MMF

Grafikon 2.2 Kretanje *I/BDP* i *S/BDP* po zemljama CIE (2000-2019)

Na grafikonu 2.2 može se videti kretanje stopa bruto investicija i bruto domaće štednje po zemljama. U periodu od 2000. do 2009. godine, trend rasta investicija praćen je stagnacijom ili opadanjem štednje, dok se u periodu od 2010. do 2019. godine primećuje blaga stagnacija investicija i postepeni rast štednje u skoro svim zemljama CIE. U nekim zemljama, poput Bugarske, Estonije i Letonije, gde je izraženiji rast investicija u odnosu na pad štednje, dobija se čak i negativan koeficijent korelacije u posmatranom periodu. Međutim, Albanija predstavlja izuzetak sa blagim trendom opadanja i investicija i štednje tokom celog perioda posmatranja, iako su investicije bile na prilično visokom nivou (između 30 i 40%) do početka svetske krize. Severna Makedonija beleži rastući trend obe vrednosti, osim za vreme globalne finansijske krize, kada su kratko imale suprotne trendove, dok je Slovenija tokom čitavog perioda posmatranja održala visok nivo štednje koji je u proseku iznosio oko 25% BDP-a. Na grafikonu 2.3, može se videti pregled prosečnih vrednosti ovih koeficijenata po zemljama u periodu od 2000. do 2019. godine. Interesantno je da se Srbija izdvaja sa najnižim prosečnim nivoom domaće štednje i investicija u odnosu na BDP u regionu, dok se Albanija izdvaja sa najvišom prosečnom stopom investicija. Ovi rezultati ukazuju na razlike u ekonomskim performansama različitih zemalja u regionu.



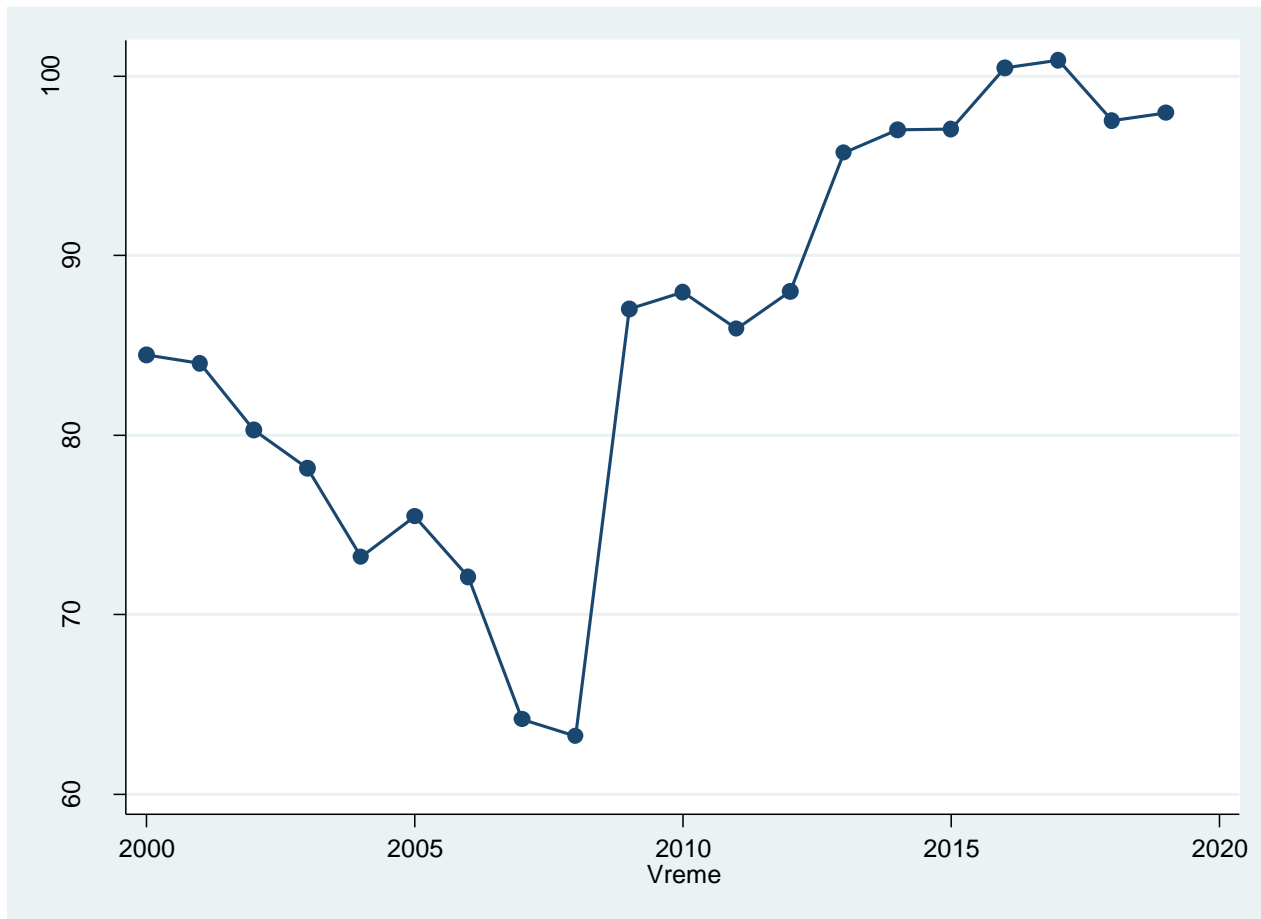
Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.3 Aritmetička sredina I/BDP i S/BDP po zemljama CIE (2000 – 2019)

Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/I) predstavlja najbolji indikator učešća domaće štednje u finansiranju investicija u zemlji. Na grafikonu 2.4, vidljiv je trend naglog opadanja od 2000. godine, dostižući minimum u vreme početka finansijske krize 2008. godine (oko 62%). Ovaj trend opadanja rezultat je visokih prinosa u zemljama koje su u prethodnom periodu liberalizovale tržište i napustile centralnoplanski način privređivanja. Ove zemlje su imale niske troškove poslovanja (zarade, cene energenata i dr.) i postepeno su usklađivale privredni sistem sa tržišnim pravilima. Visoki prinosi podstakli su veliki priliv inostranog kapitala, a samim tim i ubrzani rast investicija. Međutim, otvaranje tržišta kapitala i ubrzani ekonomski razvoj, uticali su i na rast očekivanja o budućim dohocima, što se odrazilo na povećanje tekuće potrošnje i pad ili stagnaciju štednje. Dugoročna visoka pokrivenost investicija domaćom štednjom je u skladu sa intertemporalnim budžetskim ograničenjem koje podrazumeva održivost bilansa tekućeg računa. Standardna ekonomska jednačina ($NX = S - I$) implicira da u dugom roku domaća štednja i investicije moraju biti približno jednake. U periodu od nekoliko godina, mogući su deficiti tekućeg bilansa koji su finansirani ili prilivom SDI ili uzimanjem kredita iz inostranstva.

Svetska finansijska kriza koja je pogodila ove zemlje krajem 2008. godine dovela je do povlačenja kapitala i naglog pada stranih, a potom i ukupnih investicija u 2009. godini, što je uticalo na nagli porast koeficijenta S/I . Nakon toga, investicije su uglavnom stagnirale (zbog niskih prinosa i oštrog pada agregatne tražnje), dok je štednja imala blagi trend rasta, što se odrazilo na trend rastućeg koeficijenta S/I , koji se u 2019. godini gotovo približio 100%. Jedan od mogućih faktora koji dovode do povećanja štednje jeste veći trenutni dohodak i očekivani sporiji rast u budućnosti. Pored toga, primećuje se smanjenje razlika u kapitalu po radniku (K/L) i stopi prinosa na kapital u zemljama CIE,

posebno u srednjoj Evropi i Baltičkim zemljama, u poređenju sa razvijenijom Evropom. Kao rezultat toga, zemlje CIE sve više usmeravaju svoje investicije u inostranstvo, što dovodi do smanjenja neto SDI. Iz ovog se može zaključiti da sa rastom i razvojem zemlje, pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom raste sa povećanjem stepena razvijenosti zemlje, a u većini slučajeva, u oceni FH modela, dovodi i do rasta koeficijenta zadržavanja štednje.

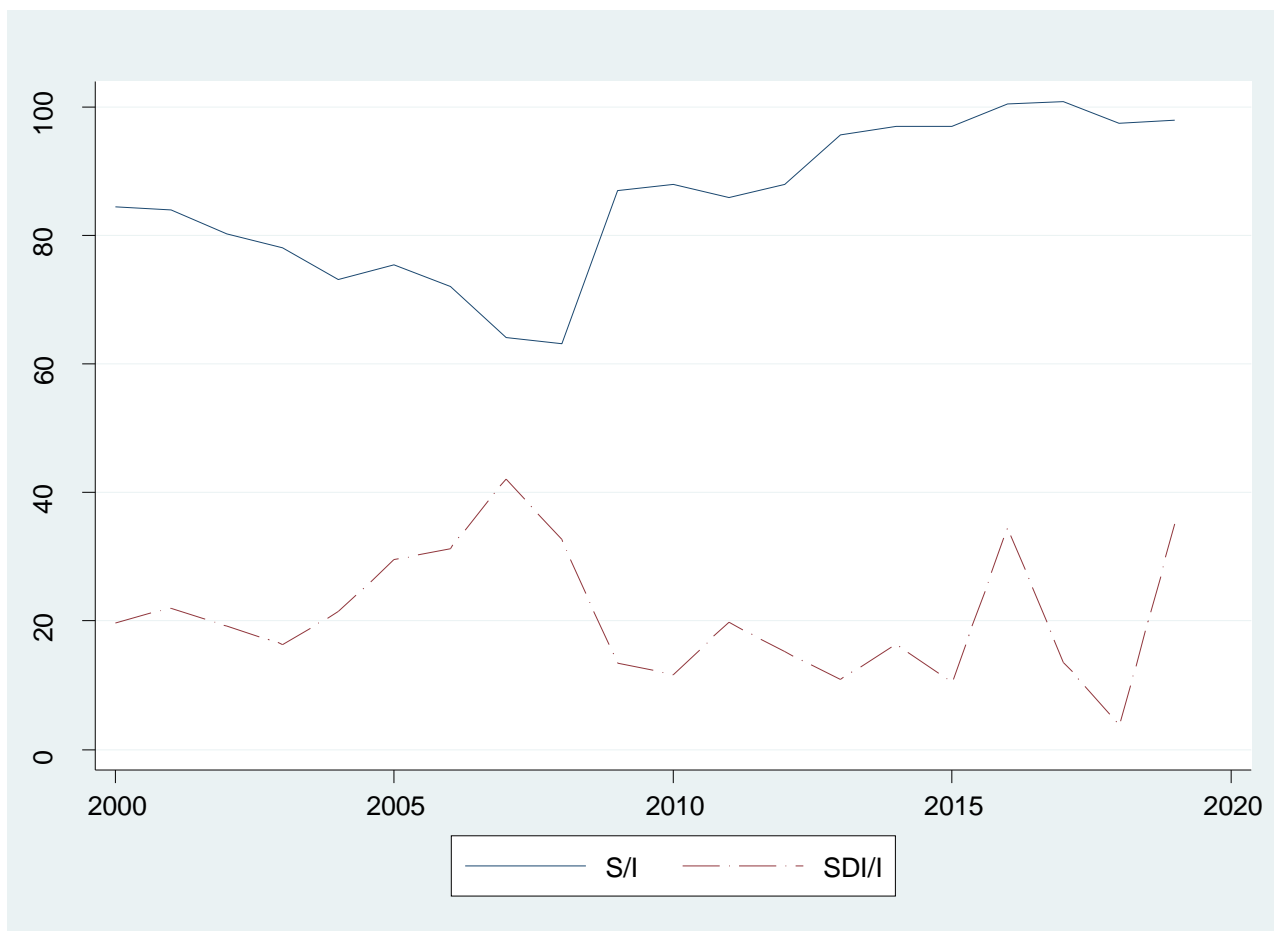


Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.4 Pokrivenost investicija domaćom štednjom u zemljama CIE (2000-2019)

Na grafikonu 2.5, pored prikaza pokrivenosti investicija domaćom štednjom (S/I), prikazan je i procenat neto SDI (SDI/I), u ukupnim domaćim investicijama, što još jasnije prikazuje ranije opisanu tendenciju smanjenja učešća domaće štednje u ukupnim investicijama u periodu od 2000. do 2008. godine, uz istovremeni rast učešća neto SDI. Nakon finansijske krize i postepenog rasta i razvoja zemalja CIE, pokrivenost investicija domaćom štednjom raste, dok učešće SDI u ukupnim domaćim investicijama opada. Važno je napomenuti, da neto SDI predstavljaju razliku između priliva stranih investicija u određenu zemlju i investicija iz te zemlje usmerenih ka inostranstvu. Neto SDI mogu se smanjivati zbog smanjenog priliva investicija iz inostranstva, povećanog investiranja u inostranstvo ili zbog kombinacije oba faktora. Značajniji skok učešća SDI u ukupnim investicijama, zabeležen je nakon kvantitativnog popuštanja velikih razmera koje se desilo u Evropi i SAD. Koeficijent korelacije između S/I i SDI/I je negativan i relativno visok ($r = -0,46$). Ovo je očekivano, jer se investicije finansiraju ili iz domaćih izvora ili iz inostranih izvora, što znači da, ukoliko udeo

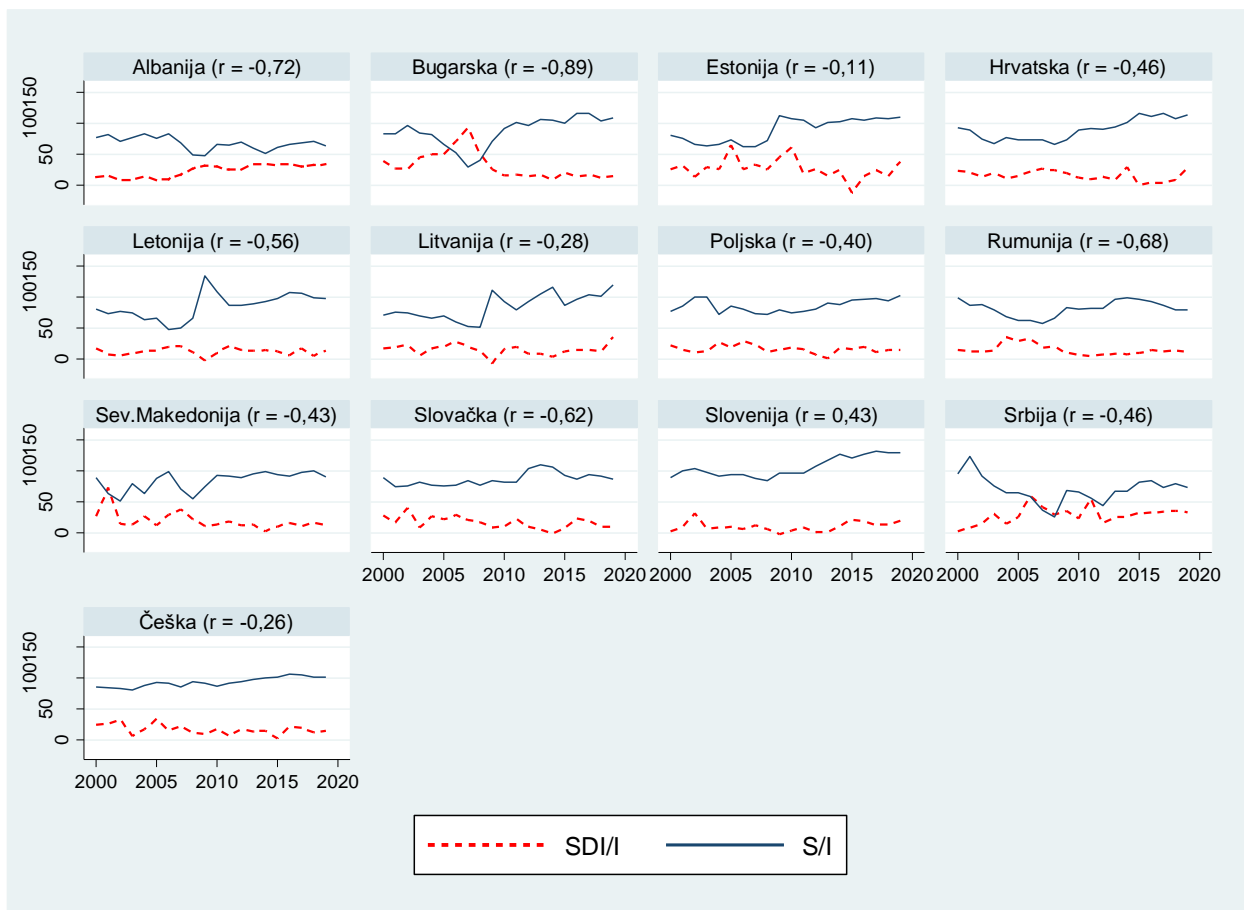
jednog izvora opada, drugi izvor raste. Ipak, važno je napomenuti da korelacija između S/I i SDI/I nije jednaka -1. To je zbog činjenice da deo investicija može biti finansiran putem neto inostrane štednje, kroz uzimanje kredita iz inostranstva, dok istovremeno deo domaće štednje može biti usmeren ka investicijama u druge zemlje.



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.5 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/I) i stranim direktnim investicijama (SDI/I) – CIE (2000-2019)

Sa grafikona 2.6, možemo pratiti trend kretanja učešća domaće štednje i stranih direktnih investicija (SDI) u ukupnim domaćim investicijama po zemljama. Najizraženiji trend smanjenja učešća štednje i rasta učešća SDI primećen je u zemljama Centralne i Istočne Evrope (CIE) koje su kasnije ušle u proces tranzicije, poput Srbije, Bugarske, Rumunije i Albanije. Sličan, ali blaži trend, uočen je u Hrvatskoj, Litvaniji, Letoniji, Slovačkoj i Makedoniji. Međutim, Slovenija se razlikuje od ostalih zemalja CIE po pozitivnom koeficijentu korelacije između ove dve promenljive. To se može objasniti činjenicom da je Slovenija najrazvijenija zemlja u regionu i neto izvoznik kapitala.

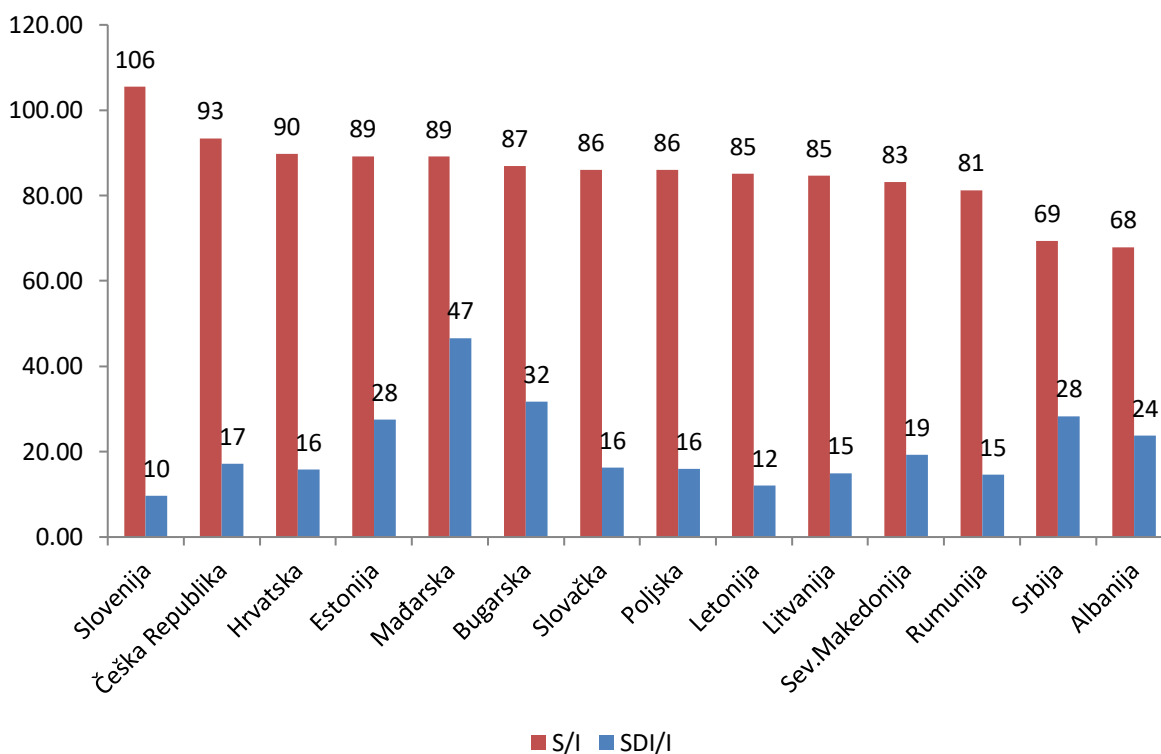


* Mađarska nije uključena u analizu zbog izuzetno visokih pozitivnih vrednosti SDI u jednom periodu, pa odmah zatim negativnih vrednosti u istom iznosu u narednom periodu, što je najverovatnije posledica nekih knjigovodstvenih radnji. Njeno uključivanje bi ugrozilo jasnoću prikaza kretanja promenljivih u ostalim zemljama. Prikaz svih zemalja sa Mađarskom dat je u prilogu ovog poglavlja.

Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.6 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (*S/I*) i stranim direktnim investicijama (*SDI/I*) po zemljama CIE (2000-2019)*

Kao što je prikazano na grafikonu 2.7, u većini zemalja CIE pokrivenost investicija domaćom štednjom (*S/I*) i stranim direktnim investicijama (*SDI/I*), iznosi približno 100%. Međutim, u nekim razvijenijim zemljama CIE, poput Slovenije, Češke i Estonije, taj zbir iznosi i preko 100%, ukazujući na potencijalni izvoz kapitala iz ovih zemalja.



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.7 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (*S/I*) i stranim direktnim investicijama (*SDI/I*) po zemljama CIE (aritmetička sredina za period 2000. – 2019. godine)

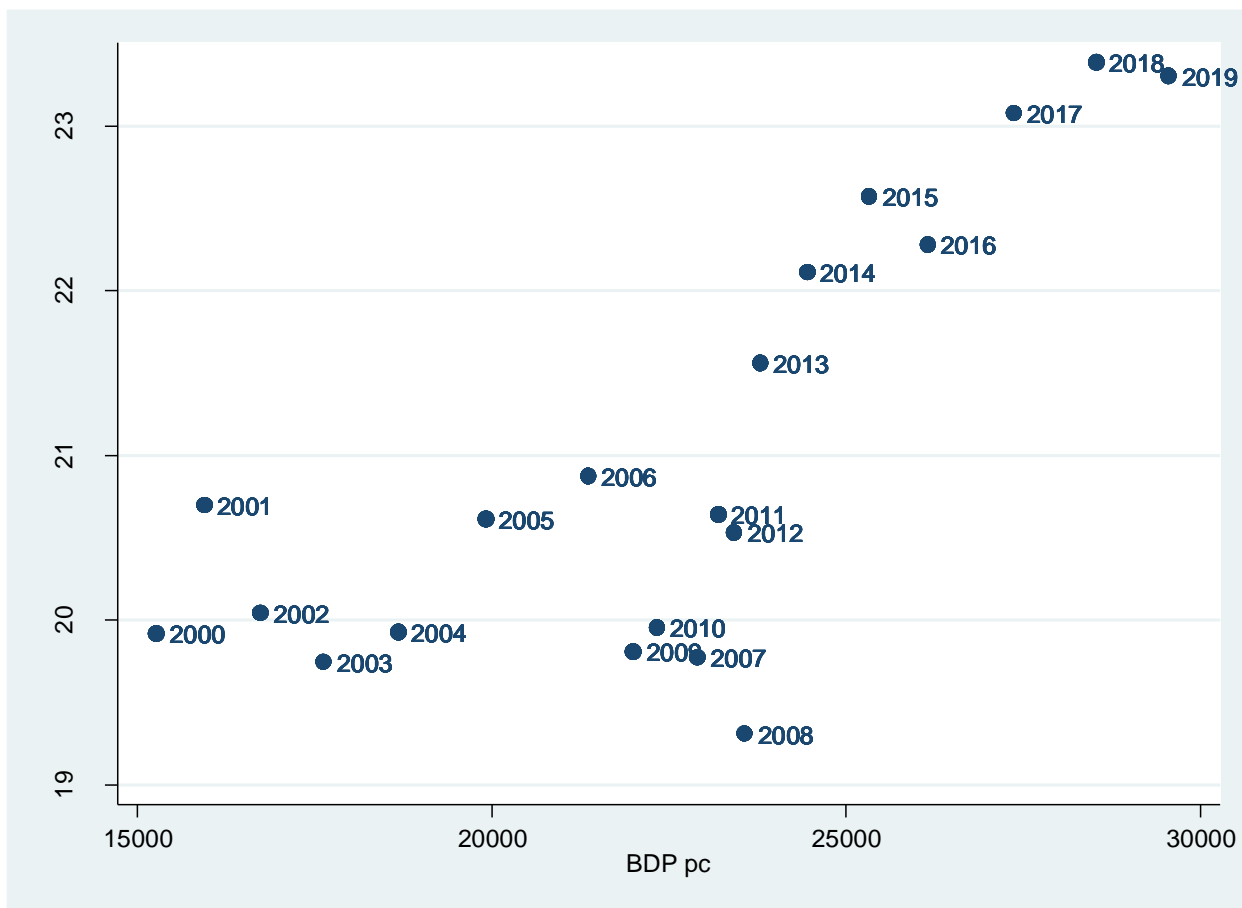
U tabeli 2.1 prikazane su osnovne statističke vrednosti za svaku od promenljivih. Aritmetička sredina bruto domaćih investicija kao udeo u BDP-u u posmatranim zemljama u periodu 2000-2019. godine, iznosi oko 25%, dok je udeo domaće štednje u BDP-u 21%. Najniži nivo bruto domaćih investicija u odnosu na BDP od približno 9% zabeležen je u Srbiji 2000. godine, kao i domaće štednje u odnosu na BDP, od 6,5% 2008. godine. Najviši nivo investicija u odnosu na BDP ostvarila je Letonija 2007. godine (42%), dok je najveći *S/BDP* zabeležen u Severnoj Makedoniji 2018. godine (32,26%).

Tabela 2.1 Stope štednje i investicija - deskriptivna statistika za zemlje CIE (2000-2019)

Promenljive	Aritmetička sredina	Medijana	Standardna devijacija	Koeficijent varijacije	Minimum	Maksimum
<i>I/BDP</i>	25,04	24,49	5,16	0,21	9,17	41,59
<i>S/BDP</i>	21,01	20,98	4,71	0,22	6,55	32,26
<i>SDI/BDP</i>	5,34	3,99	7,67	1,44	-40,08	60,24
<i>SDI/BDP (bez Mad.)</i>	4,85	3,88	3,79	0,78	-3,12	31,25
<i>S/I</i>	85,53	86,35	18,68	0,22	24,81	134,07
<i>SDI/I</i>	20,97	16,11	29,98	1,43	-149,52	251,43
<i>SDI/I (bez Mad.)</i>	19,00	15,67	13,30	0,70	-12,50	92,92

Izvor: Proračun autora

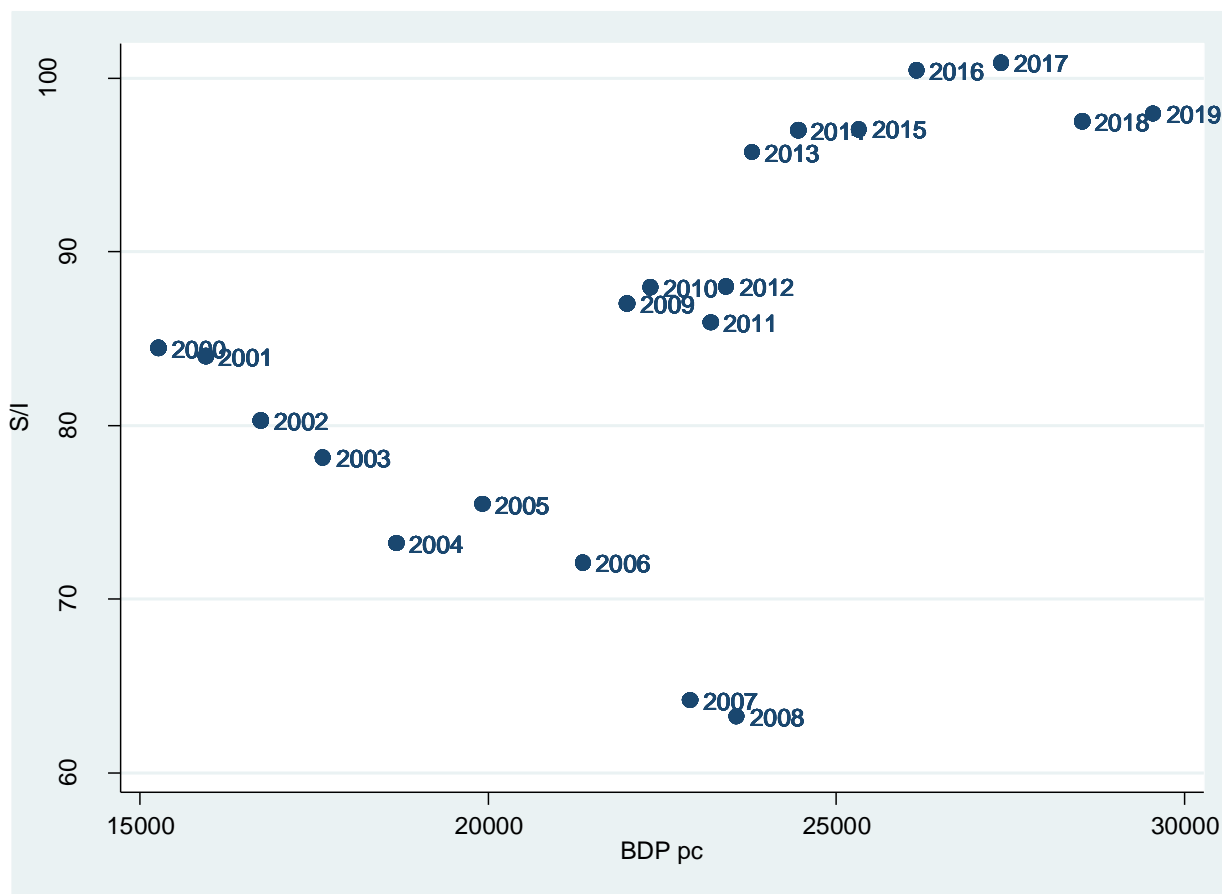
Kapacitet štednje značajno zavisi od nivoa dohotka po glavi stanovnika, što je potvrđeno kroz empirijske podatke. Na osnovu dijagrama (grafikon 2.8), može se jasno primetiti da postoji pozitivna korelacija između stope štednje i realnog BDP-a po glavi stanovnika u zemljama CIE. Ovaj grafikon nam suštinski prikazuje rastući trend štednje prema bruto domaćem proizvodu (S/BDP) tokom vremena, koji je usko povezan sa trendom rasta bruto domaćeg proizvoda po stanovniku.



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.8 Realni BDP po glavi stanovnika i udeo štednje u BDP-u u zemljama CIE (prosek po godinama)

Nadalje, kako zemlje postaju sve razvijenije u periodu nakon krize, tako se i pokrivenost domaćih investicija štednjom (S/I) značajno povećava (prikazano na grafikonu 2.9). Ovo otkriće upućuje na činjenicu da sa rastom stepena razvijenosti zemalja, finansiranje investicija kroz domaću štednju takođe doživljava rast.

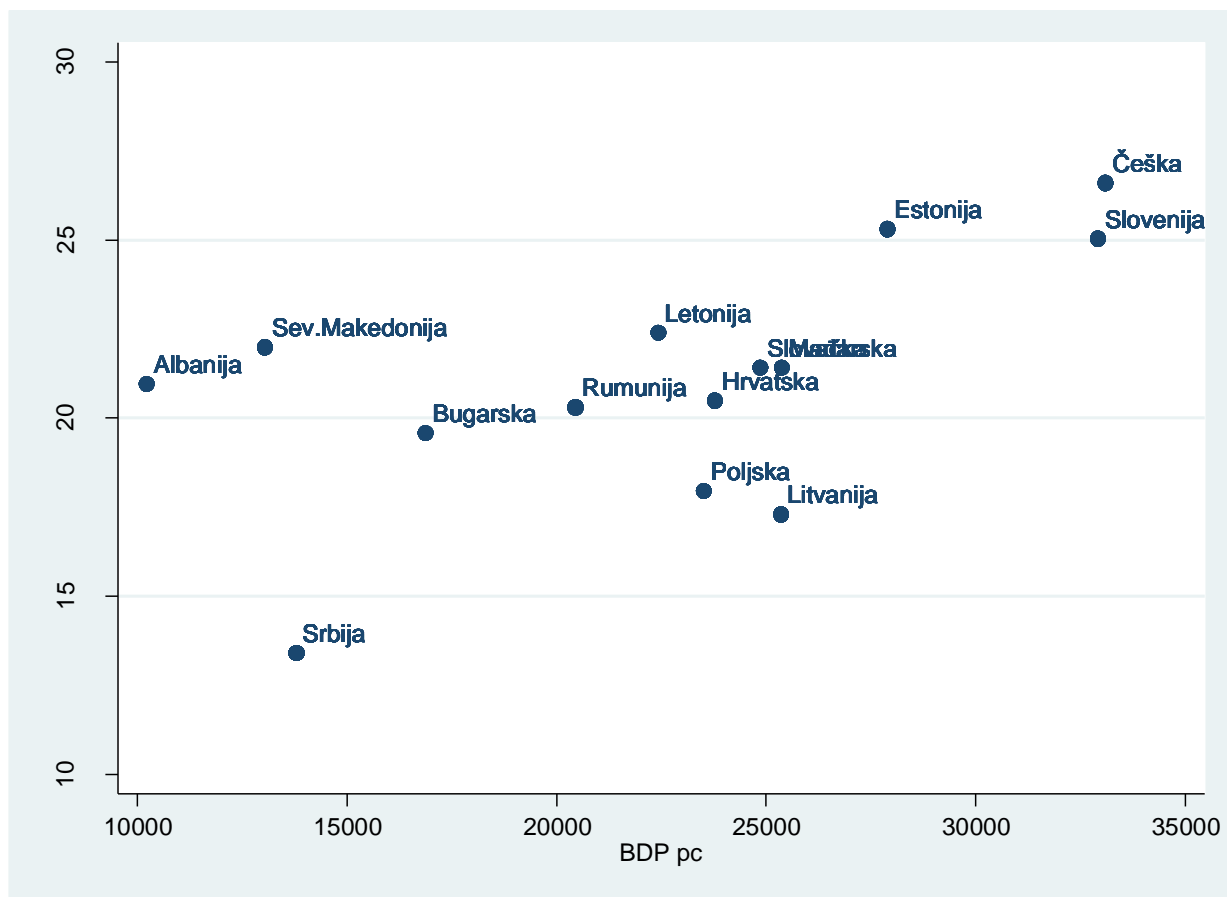


Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.9 Realni BDP po glavi stanovnika i pokrivenost investicija domaćom štednjom prosečno po godinama u zemljama CIE

U nastavku, na grafikonu 2.10, predstavljen je odnos između prosečne vrednosti realnog BDP-a po glavi stanovnika i stope štednje po zemljama, koji pokazuje vezu štednje i nivoa razvijenosti zemlje. Na osnovu ovog grafikona, primećuje se da je Srbija zabeležila najnižu stopu štednje među zemljama u Centralnoj i Istočnoj Evropi u datom periodu, dok je Albanija zabeležila najniži BDP per capita. S druge strane, najviši standard i stope štednje beleže se u Sloveniji i Češkoj, što dodatno potvrđuje pozitivnu vezu između stepena razvijenosti zemlje i nivoa domaće štednje. Postoje brojni radovi koji potvrđuju da nivo domaće štednje direktno utiče na ekonomski rast kroz povećanje nivoa investicija i samim tim dovodi do većih dohodaka po glavi stanovnika (Solow, 1956; Mason, 1988; Mohan, 2006). Štednja se smatra glavnim faktorom u procesu ekonomskog razvoja, koja dovodi do povećanja blagostanja jedne zemlje. Međutim, neki radovi dokazuju i obrnutu kauzalnost. Carroll & Weil (1994) su sprovedeli sveobuhvatne testove Grejndžerove uzročnosti za 38 zemalja i njihovi rezultati jasno ukazuju da povećanje ekonomskog rasta značajno prethodi povećanju nivoa štednje. Mousavi & Monjazeb (2014) su na uzorku od 25 zemalja u periodu od 1965. do 2010. godine, dobili da rast BDP-a per capita utiče i na rast stope štednje, i da je taj uticaj veći u zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje. Jedno od objašnjenja dao je Modigliani (1970, 1986), koji je izneo teoriju da u brzorastućim ekonomijama mladi potrošači koji se nalaze u fazi štednje svog životnog ciklusa, će biti značajno bogatiji od starijih potrošača u fazi štednje. Ova ideja rezultira povećanom prosečnom stopom štednje u brzorastućim ekonomijama preklapajućih generacija u poređenju sa spororastućim

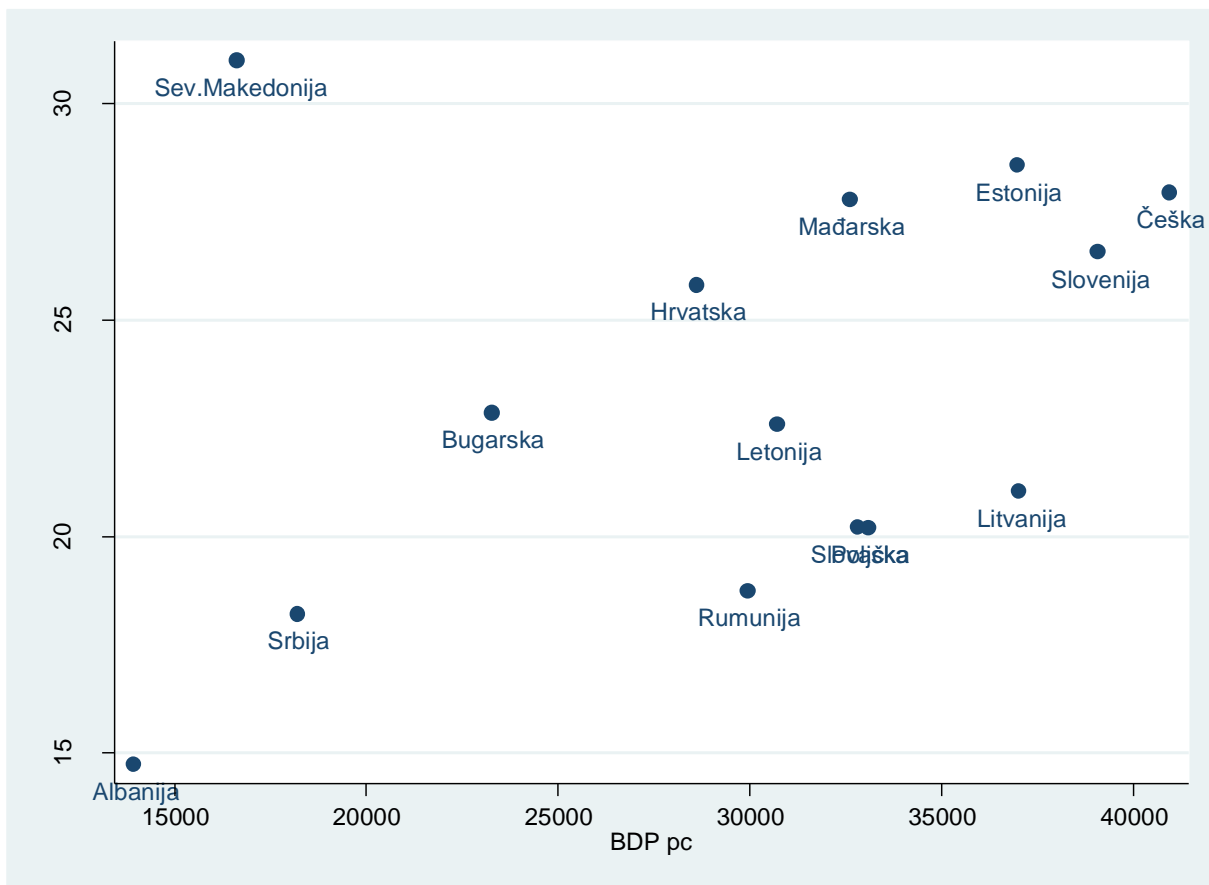
ekonomijama, što se popularno naziva "efektom agregacije". Štaviše, Tobin (1967) je davno primetio da potrošači u brzorastućim ekonomijama ne očekuju brži rast prihoda u poređenju sa potrošačima u spororastućim ekonomijama. Kao rezultat, potrošači u brzorastućim ekonomijama pokazuju veću sklonost ka štednji u poređenju sa potrošačima u spororastućim ekonomijama.



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.10 Prosečan realni BDP po glavi stanovnika i S/BDP po zemljama CIE u periodu od 2000-2019.godine

Posmatrajući samo 2019. godinu, pozitivna veza između relativnog bogatstva zemlje i stope domaće štednje je jača u odnosu na prosek perioda (grafikon 2.11).



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.11 Realni BDP po glavi stanovnika i S/BDP po zemljama CIE u 2019. godini

Deskriptivnom analizom podataka, može se zaključiti da je povezanost između domaće štednje i investicija u zemljama CIE bila niska sve do svetske finansijske krize iz 2008. godine, da bi nakon toga imala tendenciju rasta. Takođe, uočava se da sa porastom ekonomskog razvoja ovih zemalja, raste i nivo povezanosti između štednje i investicija.

2.4 Ekonometrijska metodologija

Feldštajn i Horioka u svom originalnom radu (1980), ispituju uticaj bruto domaće štednje na ukupan nivo bruto investicija, bez uključivanja ostalih relevantnih determinanti. U ranim istraživanjima, testirana je hipoteza da domaća štednja ne utiče značajno na investicije, u prisustvu savršene mobilnosti kapitala. Cilj je da se proceni koji deo investicija se finansira iz domaće štednje, tako da uključivanje ostalih promenljivih u regresionu jednačinu menja suštinu hipoteze koja se ovde ispituje. Ovaj pristup ima slabosti sa stanovišta ekonometrijske metodologije, jer izostavljanje relevantnih promenljivih (opaženih ili neopaženih) može dovesti do toga da greške modela budu međusobno korelisane (unakrsna međuzavisnost reziduala). Takođe, štednja i investicije su endogene promenljive, jer i na štednju i na investicije utiče veliki broj istih faktora. Zbog toga, kako bi se

obezbedila identifikovanost modela, primena kointegracione analize u ovom slučaju zahteva uključivanje bar jedne slabo egzogene promenljive u kointegracioni prostor koju je u ovom slučaju vrlo teško pronaći. Takođe, na osnovu deskriptivne analize podataka zemalja CIE, primećuje se da postoji značajna heterogenost između zemalja, u pogledu nivoa razvijenosti, stope štednje, priliva SDI u jednom vremenskom periodu, kao i značajne promene navedenih promenljivih u jednoj zemlji tokom vremena. Stoga koeficijenti nagiba se razlikuju po zemljama, odnosno koeficijenti nagiba su heterogeni.

Navedni problemi ukazuju na to da primena standardnih metoda za ocenu panel modela (standardni *pooled* panel, panel sa fiksnim ili slučajnim efektima) nije odgovarajuća i dovodi do nekonzistentnih ocena parametara, čime se dovodi u pitanje njihova pouzdanost (Pesaran, 2015). Standardni panel modeli pretpostavljaju da ne postoji unakrsna međuzavisnost grešaka a da su koeficijenti nagiba homogeni. U standardnim panel modelima, heterogenost jedinica posmatranja odnosno postojanje individualnih karakteristika zemalja se definiše samo kroz slobodan član tj. odsečak koji je specifičan za svaku jedinicu posmatranja i on može biti fiksni ili slučajni, dok se nagib smatra homogenim. S obzirom da u ovoj disertaciji nijedan od pomenutih uslova nije ispunjen (postoji i unakrsna međuzavisnost reziduala i heterogenost nagiba), umesto standardnog panel modela, primenjena je novija robusna ekonometrijska tehnika ocene parametara modela koju je predložio Pesaran (2006), poznata kao korigovani metod ONK ocena sredine grupe (na engl. *Common correlated effects mean group* tj. CCEMG). Ova metoda prevazilazi pomenute ekonometrijske probleme za panele sa velikim ili srednje velikim brojem jedinica posmatranja (N) i vremenskim periodom (T). Detaljan pregled ovog modela, uz odgovarajuće reference (Pesaran, 2015; Pesaran & Tosetti, 2011; Chudik et al., 2011; Kapetanios et al., 2011; Pesaran & Yamagata, 2008) predstavljen je u odeljku 2.4.1.

2.4.1 Korigovani metod ONK ocena sredine grupe (CCEMG)

Glavni ekonometrijski problemi dosadašnjih empirijskih istraživanja koji primenjuju standardne panel modele su: postojanje unakrsne međuzavisnosti grešaka u modelu i heterogenost koeficijenata nagiba između jedinica posmatranja (Pesaran, 2015).

Unakrsna međuzavisnost reziduala

Unakrsna međuzavisnost reziduala predstavlja sve veći problem prilikom analize velikih panel modela. Naime, izvori ovog problema su obično izostavljanje zajedničkih faktora (opaženih ili neopaženih, kao što su šokovi ponude i tražnje, privredni ciklusi, efekti preliivanja, teroristički napadi i drugi), prostorni efekti ili može nastati kao posledica interakcije različitih socioekonomskih faktora. Problem unakrsne međuzavisnosti reziduala je problem koji je dugo ignorisan kada je u pitanju analiza standardnih panel modela. Međutim, sa rastom broja jedinica posmatranja (N) i dužine vremenskih serija (T), problem međusobne zavisnosti jedinica posmatranja je postao sveprisutniji, tako da njegovo ignorisanje može dovesti do nekonzistentnih ocena u zavisnosti od stepena unakrsne međuzavisnosti i od toga da li je izvor unakrsne međuzavisnosti korelisan sa regresorima u modelu. Nizak nivo unakrsne međuzavisnosti u modelu ostavlja zanemarljive posledice na ocene parametara

modela, pa je zbog toga vrlo važno prethodno utvrditi stepen unakrsne međuzavisnosti grešaka u panel modelu.

Unakrsna međuzavisnost reziduala podrazumeva da ukoliko postoji proces $\{z_{it}, i \in N; t \in Z\}$, gde z_{it} predstavlja prostor verovatnoće (indeks t se odnosi na vreme, a indeks i se odnosi na skup jedinica populacije) i ukoliko za svako $t \in T \subseteq Z$, $\mathbf{z}_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{Nt})'$, onda je $E(\mathbf{z}_t) = 0$, a $Var(\mathbf{z}_t) = \Sigma_t$, gde je Σ_t pozitivna definitna matrica. Element (i, j) matrice Σ_t , koji se označava sa $\sigma_{ij,t}$, je ograničen tako da važi $0 < \sigma_{ij,t} < K$, gde je K ograničena konstanta koja nije zavisna od N . Zbog toga, nivo unakrsne međuzavisnosti se određuje pomoću matrice Σ_t (Pesaran, 2015).

U dosadašnjoj literaturi, postoje dva načina za rešavanje problema unakrsne međuzavisnosti. Prvi je razvijen u okviru prostorne ekonometrije, a drugi u okviru pristupa multifaktorske greške. Pristup prostorne ekonometrije pretpostavlja da je struktura unakrsne međuzavisnosti jedinica posmatranja povezana sa lokacijom i razmakom između jedinica, koji su unapred definisani matricom koja označava obrazac prostorne zavisnosti po nekim unapred definisanim pravilima. Pristup multifaktorske greške, u svojoj osnovi pretpostavlja da je izvor unakrsne međuzavisnosti mali broj neopserviranih zajedničkih faktora koji nastaju kao posledica šokova na nivou privrede koji pogađaju sve jedinice posmatranja i on ne zahteva nikakvu prethodnu informaciju o rangiranju unakrsnih jedinica posmatranja. Metod ocene koji je predložio Pesaran se zasniva na pristupu multifaktorske greške, tako da je ova specifikacija modela detaljno predstavljena u prilogu A2.4.1a ovog poglavlja disertacije.

S obzirom da je u ovoj disertaciji u analizi Feldštajn-Horioka zagonetke u 14 zemalja CIE, utvrđeno da postoji jaka unakrsna međuzavisnost reziduala (što je prikazano u narednom odeljku), zaključeno je da standardne ocene panel modela nisu pouzdane.

Heterogenost koeficijenta nagiba

Homogenost koeficijenta nagiba u velikim panel modelima se smatra vrlo važnom pretpostavkom kod izvođenja asimptotske distribucije ocene koeficijenta nagiba β i kod ocene osnovnog panela (panela sa konstantnim regresionim parametrima ili engl. *pooled panel*) i kod panela koji vode računa o individualnim karakteristikama jedinica posmatranja (metod ocene sredine grupe ili engl. *mean group estimators*). Ukoliko postoji homogenost koeficijenata nagiba, onda njihova zajednička ocena β konvergira po stopi \sqrt{NT} , dok u slučaju heterogenosti koeficijenata nagiba, ocena β konvergira po stopi \sqrt{N} . Zbog toga za velike heterogene panel modele sa multifaktorskom strukturom greške, predložene su neparametarske ocene matrice varijansi za osnovne (*pooled*) panel ocene i ocene sredine grupe.

Specifikacija panel modela sa heterogenim nagibom i multifaktorskom strukturom greške

Prateći notaciju Pesarana (2015), u jednačinama (2.2) i (2.3) predstavljen je model sa strukturom multifaktorske greške modela.

$$y_{it} = \alpha'_i \mathbf{d}_t + \beta'_i \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.2)$$

$$u_{it} = \gamma'_i \mathbf{f}_t + e_{it} = \gamma_{i1} f_{1t} + \gamma_{i2} f_{2t} + \dots + \gamma_{im} f_{mt} + e_{it} \quad (2.3)$$

Oznaka \mathbf{d}_t predstavlja vektor zajedničkih opaženih efekata dimenzije $n \times 1$, koja uključuje determinističke promenljive (konstantu, veštačke promenljive itd.), \mathbf{x}_{it} je vektor regresora za svaku pojedinačnu jedinicu $i = (1, 2, \dots, N)$ u vremenu $t = (1, 2, \dots, T)$ dimenzije $k \times 1$, uz heterogene koeficijente β_i specifične za svaku zemlju, a u_{it} je multifaktorska greška modela. Kao što je objašnjeno u prilogu A2.4.1a, multifaktorski model greške (jednačina 2.3) se sastoji od vektora neopaženih ili opaženih izostavljenih zajedničkih faktora $\mathbf{f}_t = (f_{1t}, f_{2t}, \dots, f_{mt})'$ dimenzije $m \times 1$, dok se vektor $\boldsymbol{\gamma}_i = (\gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \dots, \gamma_{im})'$ odnosi na pridružena faktorska opterećenja dimenzije $m \times 1$. Idiosinkratske greške e_{it} mogu biti nezavisno i identično raspoređene, ali može postojati i slaba unakrsna međuzavisnost između njih, koja je generisana nekom slabom faktorskom strukturom. Takođe, pretpostavka je da je broj faktora m strogo manji od broja jedinica posmatranja N .

Ukoliko su regresori \mathbf{x}_{it} strogo egzogeni i ukoliko je devijacija $v = \beta_i - \beta$ nezavisno raspoređena u odnosu na greške i regresore, može se dobiti konzistentna ocena β primenom obe metode ocene, i običnog panela sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled*) i ocenom sredine grupe (*mean group estimator*). Metod ocene koji se primenjuje kod običnih panela (*pooled*), pretpostavlja da je $v=0$ (odnosno da je $\beta_i = \beta$), dok metod ocene sredine grupe dozvoljava heterogenost koeficijenata nagiba. U prisustvu slabo egzogenih regresora, i korelacije v sa regresorima ili greškama modela, samo metod ocene sredine grupe daje konzistentne ocene (Pesaran, 2015).

Ovde je bitno napomenuti, da zajednički faktori definisani vektorom \mathbf{f}_t koji utiču na zavisnu promenljivu y_{it} mogu uticati i na regresore \mathbf{x}_{it} što predstavlja problem endogenosti u modelu i prikazano je u jednačini (2.4):

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{A}'_i \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\Gamma}'_i \mathbf{f}_t + \mathbf{v}_{it} \quad (2.4)$$

gde su \mathbf{A}_i i $\boldsymbol{\Gamma}_i$ matrice faktorskih opterećenja $n \times k$ i $m \times k$ sa fiksnim komponentama, \mathbf{v}_{it} je idiosinkratska greška regresora \mathbf{x}_{it} koja je nezavisno raspoređena od zajedničkih efekata \mathbf{f}'_t i grešaka e_{jt} , za svako i, j, t i t' . Slično kao i kod e_{it} , za idiosinkratsku grešku modela \mathbf{v}_{it} dozvoljeno je da postoji autokorelacija, kao i slaba unakrsna međuzavisnost (Pesaran, 2015).

U oceni koeficijenta nagiba u jednačini (2.2), mogu se koristiti dva pristupa. Pesaran (2006) je predložio metod korigovanih ONK (engl. *Common correlated effects*) koji je primenjen u ovom delu disertacije, dok su Coakley et al. (2002) i Bai (2009) predložili metod glavnih komponentata (engl. *Principal component approach*).

Korigovani metod ONK (CCE)

Korigovani metod ONK rešava sve navedene probleme, tako što proširuje regresioni model sa unakrsnim prosečnim vrednostima zavisne promenljive i nezavisnih promenljivih (regresora) za sve jedinice posmatranja u periodu t ($t = 1, 2, \dots, T$) odnosno uključuje unakrsne proseke u skup objašnjavajućih promenljivih, a zatim na takvom modelu primenjuje metode ocene standardnih panel modela. Unakrsni proseci zavisne promenljive i regresora predstavljaju aproksimaciju za neopservirane zajedničke faktore.

Ukoliko jednačinu (2.3) i (2.4) ubacimo u jednačinu (2.2), dobija se sledeći izraz:

$$y_{it} = \alpha'_i \mathbf{d}_t + \beta'_i \mathbf{A}'_i \mathbf{d}_t + \beta'_i \Gamma'_i \mathbf{f}_t + \gamma'_i \mathbf{f}_t + e_{it} + \beta'_i \mathbf{v}_{it} \quad (2.5)$$

Jednačine (2.4) i (2.5) se mogu prikazati kao sistem jednačina (Pesaran, 2015):

$$\mathbf{z}_{it} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ \mathbf{x}_{it} \end{pmatrix} = \mathbf{B}'_i \mathbf{d}_t + \mathbf{C}'_i \mathbf{f}_t + \xi_{it} \quad (2.6)$$

gde su $\mathbf{B}_i = (\alpha_i \quad \mathbf{A}_i) \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ \beta_i & \mathbf{I}_k \end{pmatrix}$, $\mathbf{C}_i = (\gamma_i \quad \Gamma_i) \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ \beta_i & \mathbf{I}_k \end{pmatrix}$ i $\xi_{it} = \begin{pmatrix} e_{it} + \beta'_i \mathbf{v}_{it} \\ \mathbf{v}_{it} \end{pmatrix}$

Za izračunavanje prosečnih ponderisanih proseka zavisne i nezavisnih promenljivih, koristi se pretpostavka da u ponderima w_i ne dominira nekoliko unakrsnih jedinica, poznat u finansijama kao uslov granularnosti²². Ponderisani prosek jednačine (2.6) je prikazan u jednačini(2.7).

$$\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \bar{\mathbf{B}}'_w \mathbf{d}_t + \bar{\mathbf{C}}'_w \mathbf{f}_t + \bar{\xi}_{wt} \quad (2.7)$$

gde se oznake $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$, $\bar{\mathbf{B}}'_w$, $\bar{\mathbf{C}}'_w$, $\bar{\xi}_{wt}$ odnose na ponderisane proseke svake od ovih stavki sa ponderom w_i (npr. $\bar{\mathbf{z}}_{wt} = \sum_{i=1}^N w_i \mathbf{z}_{it}$).

Inicijalno, Pesaran (2006) je uveo metod korigovanih ONK (CCE) u panel model gde je m fiksno, odnosno $m \leq k+1$, gde je k broj regresora specifičnih za svaku jedinicu posmatranja uključenih u model tj. $\text{rang}(\bar{\mathbf{C}}_w) = m \leq k + 1$. Međutim, ocene dobijene metodom korigovanih ONK su čak validne odnosno konzistentne, i u slučaju kada je $m > k+1$, ukoliko je zadovoljena pretpostavka da su neopservirana faktorska opterećenja γ_i nezavisno i identično raspoređena duž svih i , i u odnosu na e_{jt} , \mathbf{v}_{jt} i $\mathbf{g}_t = (\mathbf{d}'_t, \mathbf{f}'_t)'$ za svako i, j i t , nekorelisana sa faktorskim opterećenjima koja su vezana za regresore Γ_i . Kapetanios et al. (2011) su proširili rezultate od Pesaran (2006) tako što su dozvolili da neopaženi zajednički faktori mogu biti procesi sa jediničnim korenem.

Iz jednačine (2.7) sada se može izvesti \mathbf{f}_t odakle se jasno vidi da se neopaženi zajednički faktori mogu prikazati kao linearna kombinacija opaženih efekata \mathbf{d}_t i aritmetičkih sredina zavisne i nezavisnih promenljivih $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$.

$$\mathbf{f}_t = (\bar{\mathbf{C}}_w \bar{\mathbf{C}}'_w)^{-1} \bar{\mathbf{C}}_w (\bar{\mathbf{z}}_{wt} - \bar{\mathbf{B}}'_w \mathbf{d}_t - \bar{\xi}_{wt}) \quad (2.8)$$

Pesaran (2006) i Kapetanios et al. (2011) su pretpostavili da su e_{it} i \mathbf{v}_{it} međusobno (unakrsno) nezavisne iako mogu biti autokorelisane. Međutim, Pesaran & Tosetti (2011) su dokazali da se konzistentne ocene dobijaju iako postoji slaba unakrsna međuzavisnost, sa ograničenim redom i kolonom normi njene matrice varijansi, koja podrazumeva prostorni MA ili AR proces. Ukoliko je ispunjen ovaj uslov, da su e_{it} i \mathbf{v}_{it} slabo unakrsno međuzavisne, onda $\bar{\xi}_{wt} \rightarrow 0$, i to podrazumeva da:

$$\mathbf{f}_t - (\bar{\mathbf{C}}_w \bar{\mathbf{C}}'_w)^{-1} \bar{\mathbf{C}}_w (\bar{\mathbf{z}}_{wt} - \bar{\mathbf{B}}'_w \mathbf{d}_t) \rightarrow 0, \text{ kada } N \rightarrow \infty \quad (2.9)$$

gde je $\lim_{N \rightarrow \infty} (\bar{\mathbf{C}}_w) = (E(\gamma_i) \quad E(\Gamma_i)) \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{0} \\ E(\beta_i) & \mathbf{I}_k \end{pmatrix}$, a $E(\beta_i) = \beta$.

²² Formalno, ukoliko je $\{w_{N,it}\}$ za svako $t \in \tau$, tada niz vektorskih pondera $\{w_{Nt}\}$ sa rastom jedinica posmatranja ($N \rightarrow \infty$) zadovoljava uslov granularnosti: $\|\mathbf{w}_{Nt}\| = O(N^{-\frac{1}{2}})$ i $\frac{w_{N,jt}}{\|\mathbf{w}_{Nt}\|} = O(N^{-\frac{1}{2}})$ za svako $j \in \mathbf{N}$.

Za razvoj metode ocene korigovanih ONK (CCE), potrebno je da pored unakrsnih proseka zavisne i nezavisnih promenljivih, definišemo i matricu $\bar{\mathbf{M}}_w$ (jednačina 2.10).

$$\bar{\mathbf{M}}_w = \mathbf{I}_T - \bar{\mathbf{H}}_w(\bar{\mathbf{H}}_w' \bar{\mathbf{H}}_w)^+ \bar{\mathbf{H}}_w' \quad (2.10)$$

Matrica $\bar{\mathbf{H}}_w$ je jednaka $\bar{\mathbf{H}}_w = (\mathbf{D}, \bar{\mathbf{Z}}_w)$, gde je \mathbf{D} matrica opserviranih zajedničkih faktora \mathbf{d}_t , a $\bar{\mathbf{Z}}_w$ matrica unakrsnih prosečnih vrednosti zavisne i nezavisnih promenljivih $\bar{\mathbf{z}}_{wt}$. Izraz $(\bar{\mathbf{H}}_w' \bar{\mathbf{H}}_w)^+$ označava *Moore-Penrose* inverznu matricu matrice $\bar{\mathbf{H}}_w' \bar{\mathbf{H}}_w$.

Konačno, za svaku jedinicu posmatranja i , može se izračunati pojedinačni koeficijent nagiba primenom korigovanog metoda ONK:

$$\hat{\beta}_{CCE,i} = (\mathbf{X}_i' \bar{\mathbf{M}}_w \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' \bar{\mathbf{M}}_w \mathbf{y}_i \quad (2.11)$$

gde je \mathbf{X}_i matrica regresora kroz vreme, a \mathbf{y}_i vektor zavisne promenljive kroz vreme.

Korigovani metod ONK ocena sredine grupe se izračunava kao prosečna vrednost svih pojedinačnih koeficijenata nagiba:

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{CCE,i} \quad (2.12)$$

Pesaran (2006) je pokazao da su ocene dobijene CCEMG metodom asimptotski nepristrasne i konzistentne, pod nekim generalnim uslovima, što je prikazano u prilogu A.2.4.1b.

Pored korigovanog metoda ONK ocene sredine grupe (CCEMG), Pesaran (2016) je izveo i korigovani metod ONK ocene običnog (*pooled*) panela (CCEP) koji pretpostavlja da je $\beta_i = \beta$.

Korigovani metod ONK (CCE) koji je predložio Pesaran (2006) je motivisan činjenicom, da nije neophodno izračunati efekte neopaženih zajedničkih faktora, već je dovoljno samo uzeti u obzir njihov efekat, uključivanjem unakrsnih prosečnih vrednosti promenljivih, jer njihova aproksimacija putem ovih proseka, posebno odražava ukupnu važnost zajedničkih faktora za ocenu koeficijenta nagiba od interesa (Chudik et al., 2011).

Korigovani metod ONK ocene sredine grupe (CCEMG) ima veliki broj prednosti i daje konzistentne ocene u velikom broju različitih ekonometrijskih problema. Otporan je na prisustvo ograničenog broja „jakih“ faktora i beskonačnog broja „slabih“ faktora. „Slabi“ faktori mogu biti povezani sa efektima preliivanja, dok „jaki“ faktori predstavljaju neke globalne šokove, kao što je npr. svetska finansijska kriza (Chudik et al., 2011). Takođe, ocene korigovanog metoda ONK su robusne i na nestacionarnost opserviranih i neopserviranih zajedničkih faktora (Kapetanios et al., 2011). Štaviše, ove ocene su robusne i na prisustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije (Pesaran, 2006). Jedna od glavnih prednosti ovog pristupa je što uopšte ne zahteva informaciju o broju neopaženih zajedničkih faktora.

2.4.2 Korigovani metod ONK za ocenu Feldštajn-Horioka zagonetke

U ovom pododeljku, prikazana je primena korigovanog metoda ONK (CCEMG) korišćenjem modela multifaktorske greške za testiranje Feldštajn-Horioka zagonetke. S obzirom da je potvrđeno prisustvo unakrsne međuzavisnosti reziduala, kao i heterogenost ocena nagiba na uzorku zemalja CIE (što je prikazano u narednom poglavlju), opravdano je korišćenje korigovanog metoda ONK i postavka modela je prikazana u jednačini (2.13):

$$\left(\frac{I}{BDP}\right)_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i \left(\frac{S}{BDP}\right)_{it} + u_{it} \quad (2.13)$$

gde je $u_{it} = \gamma_i f_t + e_{it}$

$$\left(\frac{S}{BDP}\right)_{it} = \alpha_{2i} + \gamma_i f_t + v_{it}$$

gde su $(I/BDP)_{it}$ i $(S/BDP)_{it}$ opservirane promenljive, udeo bruto domaćih investicija u BDP-u i udeo bruto domaće štednje u BDP-u respektivno, u zemlji i u periodu t . Odsečak α_{1i} označava grupne fiksne efekte, pomoću kojih se obuhvata heterogenost između zemalja nezavisno od vremenskog trenutka. Koeficijent nagiba β_i uz nezavisnu promenljivu (koeficijent zadržavanja štednje) je specifičan za svaku zemlju i , dok se u_{it} sastoji od neopserviranih zajedničkih faktora i greške modela e_{it} . Neopservirani zajednički faktori f_t u jednačini (2.13), sa heterogenim faktorskim opterećenjem između zemalja λ_i , obuhvataju i heterogenost između zemalja u različitim vremenskim trenucima i unakrsnu međuzavisnost grešaka. Iz postavke modela, jasno je prikazan uticaj zajedničkih faktora f_t na zavisnu i na nezavisnu promenljivu (I/BDP i S/BDP), uzrokujući endogenost u modelu.

Kao što je u prethodnom delu teksta objašnjeno, CCEMG metod ocene rešava sve navedene ekonometrijske probleme, tako što proširuje regresioni model, koji sad pored konstantne α_{1i} i nezavisne promenljive $(S/BDP)_{it}$, uključuje prosečne vrednosti zavisne i nezavisne promenljive $(\overline{I/BDP})_t$ i $(\overline{S/BDP})_t$ za sve zemlje u periodu t ($t=1, \dots, T$), odnosno unakrsne proseke. Unakrsni proseci zavisne i nezavisne promenljive predstavljaju aproksimaciju za neopservirane zajedničke faktore $\gamma_i f_t$ u jednačini (2.14).

$$\left(\frac{I}{BDP}\right)_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i \left(\frac{S}{BDP}\right)_{it} + \delta_i \left(\overline{\frac{I}{BDP}}\right)_t + \eta_i \left(\overline{\frac{S}{BDP}}\right)_t + \varepsilon_{it} \quad (2.14)$$

Unakrsni proseci $(\overline{I/BDP})_t$ i $(\overline{S/BDP})_t$ su izračunati koristeći podatke iz celog panela i dodati kao objašnjavajuće promenljive u svaku od N (14) regresionih jednačina. Nakon toga, ocenjeni koeficijenti zadržavanja štednje ($\hat{\beta}_i$) se uprosečuju između zemalja gde se mogu primeniti različiti ponderi. U ovom istraživanju, pojedinačni koeficijenti ($\hat{\beta}_i$) ponderisani su standardnim greškama pojedinačnih koeficijenata.

Cilj ovog metoda je da obezbedi konzistentne ocene parametara uz opservirane nezavisne promenljive (u ovom slučaju S/BDP). Unakrsne prosečne vrednosti zavisne i nezavisne promenljive,

kao i njihovi ocenjeni koeficijenti nemaju nikakvu specifičnu ekonomsku interpretaciju, već služe da uklone uticaj pristrasnosti neopserviranih zajedničkih faktora.

2.5 Empirijski rezultati Feldštajn-Horioka zagonetke

Najpre je ocenjen Feldštajn-Horioka model na kompletnom panel uzorku koji obuhvata 14 zemalja CIE u periodu od 2000. do 2019. godine. Nakon toga, sprovedena su dodatna istraživanja u dva podperioda: pre i posle finansijske krize (2000-2007, 2010-2019), kako bi se otkrila moguća asimetrija u koeficijentima zadržavanja štednje. Pored toga, posebno je ocenjen model za zemlje koje imaju pozitivan koeficijent korelacije između domaće štednje i investicija, a posebno za zemlje sa negativnim koeficijentom korelacije. Takođe, ocenjeni su pojedinačni koeficijenti zadržavanja štednje za svaku zemlju. U cilju provere robusnosti dobijenih rezultata, analiza je ponovljena samo na poduzorku zemalja CIE koje su članice Evropske unije (EU). Za ekonometrijsku analizu podataka korišćen je softverski paket *Stata*.

U prvom koraku, testirane su pretpostavke o postojanju unakrsne međuzavisnosti i heterogenosti koeficijenata nagiba između zemalja. Provera nivoa integrisanosti domaće štednje i investicija, sprovedena je u drugom koraku. Konačno, FH model je ocenjen primenom korigovanog metoda ONK (CCEMG).

Na osnovu deskriptivne analize podataka, može se naslutiti da postoji prilična heterogenost među zemljama CIE u pogledu dinamike kretanja štednje i investicija u posmatranom periodu (od 2000. do 2019. godine), na šta ukazuju i različiti koeficijenti korelacije između štednje i investicija po zemljama. Razlog za to je, pre svega, različit početak procesa tranzicije u ovim zemljama, gde se kod nekih nagli rast investicija dogodio nekoliko godina pre 2000. godine (Poljska, Češka, Mađarska, Slovenija), a kod nekih nekoliko godina nakon 2000. godine (Albanija, Srbija, Bugarska). Zbog toga, analizu veze između I/BDP i S/BDP , započinjemo testiranjem unakrsne međuzavisnosti i homogenosti koeficijenata nagiba u panel modelu 14 zemalja CIE.

Rezultati *Breusch-Pagan* LM testa za uzorke sa $T > N$, ukazuju na prisustvo problema unakrsne međuzavisnosti u ovom modelu na nivou značajnosti od 1%, kako je prikazano u tabeli 2.2. U makro panel podacima, ova vrsta korelacije je uobičajena i stoga joj se posvećuje velika pažnja u novijoj literaturi. Najčešći uzrok ovakve korelacije je uticaj globalnih zajedničkih šokova koji mogu imati različit uticaj na različite grupe (zemlje) u uzorku. Ovaj tip korelacije može proizići iz globalno uobičajenih šokova, kao što je, na primer, efekat globalne finansijske krize iz 2008. godine ili snažne monetarne ekspanzije tokom i nakon krize, koji su obuhvaćeni ovim uzorkom.

Dodatno, u tabeli 2.2, test homogenosti koeficijenta nagiba koji su predložili *Pesaran* i *Yamagata* (*Pesaran & Yamagata*, 2008)²³ otkriva da postoji heterogenost u nagibu između zemalja.

²³ Test homogenosti nagiba koji su predložili *Pesaran* i *Yamagata* predstavlja standardizovanu verziju testa homogenosti nagiba koji je predložio *Swamy*, koji je prikazan u radu *Pesaran* i *Yamagata* iz 2008. godine. Ideja ovog testa je da se kreiraju dva modela - jedan model sa ograničenjem koji podrazumeva homogenost nagiba, i drugi model bez ograničenja, model ONK koji uzima u obzir unakrsnu međuzavisnost. Test statistika se računa na bazi razlike ova dva modela, pri čemu se visoke vrednosti test statistike tumače kao indikator visokih razlika, što implicira odbacivanje nulte hipoteze o homogenosti nagiba. Ovaj test je namenjen za uzorke sa velikim N i T .

To znači da postoji značajna heterogenost u koeficijentima zadržavanja štednje u uzorku od 14 zemlja CIE, što je očekivan rezultat imajući u vidu rezultate deskriptivne analize podataka.

Tabela 2.2 Test unakrsne međuzavisnosti i homogenosti nagiba

1. Test unakrsne međuzavisnosti greške (Breusch Pagan LM test)^a		
Test	Statistika (bez trenda)	Statistika (sa trendom)
LM	645,035***	455,788***
2. Test homogenosti nagiba (Pesaran i Yamagata, 2008)^b		
Test	Statistika	P-vrednost
Δ Test	7,090***	0,000
Δ Adj. Test	7,691***	0,000

^aH₀: cov(μ_{it} , μ_{jt}) = 0 za sve i i j

^bH₀: Homogeni nagibi

*, **, *** označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

Izvor: Proračun autora

Pre nego što se pređe na ocenu modela, potrebno je utvrditi nivo integrisanosti promenljivih I/BDP i S/BDP . S obzirom da je utvrđeno postojanje unakrsne međuzavisnosti, primenjen je test jediničnog korena druge generacije u panelu (CIPS²⁴ test) koji je predložio Pesaran (2007). To je ustvari prošireni *Im-Pesaran-Shin* test koji uzima u obzir unakrsnu međuzavisnost jedinica posmatranja i robustan je na prisustvo zajedničkih faktora i autokorelaciju. Rezultati ovog testa sa variranjem determinističkih komponenti, prikazani u tabeli 2.3, ukazuju na stacionarnost obe promenljive I/BDP i S/BDP . S obzirom da su obe serije $I(0)$, može se zaključiti da postoji dugoročna veza između bruto domaće štednje i investicija. Ovaj rezultat je u skladu sa očekivanjima, s obzirom na intertemporalno budžetsko ograničenje zemlje koje zahteva usklađivanje domaće štednje i investicija kako bi se postigla ravnoteža u tekućem bilansu.

Tabela 2.3 Pesaranov test jediničnog korena u panelu (CIPS test)^a

Promenljiva	CIPS (bez trenda)	CIPS (sa trendom)	Nivo integrisanosti
$(I/BDP)_{it}$	-2,350**	-3,150***	I(0)
$(S/BDP)_{it}$	-2,176*	-3,226***	I(0)

^aH₀: Serija ima jedinični koren. Uključeno je 4 docnje

*, **, *** označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

Izvor: Proračun autora

S obzirom da standardni panel modeli sa fiksnim ili slučajnim efektima, u prisustvu unakrsne međuzavisnosti greške modela i heterogenosti koeficijenata nagiba, dovode do pristrasnih i nekonzistentnih ocena (Pesaran, 2006), za ocenu prosečne vrednosti koeficijenta zadržavanja štednje, primenjen je korigovani metod ONK.

²⁴ engl. *Cross-sectionally augmented Im-Pesaran-Shin test*

U tabeli 2.4, nalazi se ocenjen CCEMG model panel grupe zemalja CIE. Koeficijent zadržavanja štednje je pozitivan i visoko statistički značajan i iznosi 0,47. Inicijalni rad Feldštajna i Horioka (1980) je dobio izrazito visok koeficijent zadržavanja štednje u razvijenim zemljama (0,88) koji statistički nije različit od 1. U ovom modelu taj koeficijent je značajno niži od 1, što je potvrđeno i formalnim testiranjem. Hi-kvadrat statistika iznosi 24,75, što na nivou značajnosti od 1% ukazuje da je koeficijent zadržavanja štednje statistički značajno različit od 1. Ovi rezultati nedvosmisleno odbacuju Feldštajn-Horioka zagonetku u grupi zemalja CIE u periodu od 2000. do 2019. godine.

Ipak ovaj koeficijent nije toliko nizak, u odnosu na ono što se očekuje za zemlje u razvoju i što se može pronaći u literaturi za te zemlje (Payne & Kumazawa, 2006; Alakbarov & Bayar, 2021). Uzimajući u obzir ekonomske reforme u ovim zemljama, značajno poboljšanje makroekonomske stabilnosti, dezinflaciju i sve veću globalizaciju finansijskih tržišta, u drugom delu perioda posmatranja, visina koeficijenta zadržavanja štednje nije neočekivana. Kao što je u prethodnom delu rada prikazano, do finansijske krize većina zemalja CIE suočila se sa snažnim prilivom inostranog kapitala, koji je za posledicu imao oštar rast investicija u tim zemljama, dok je domaća štednja blago opadala ili stagnirala. Ovde je važno napomenuti, da se svetska finansijska kriza iz 2007. godine, prelila na zemlje CIE tek u trećem kvartalu 2008. godine, i svoj vrhunac dostigla tokom 2009. godine. U 2008. godini, I/BDP su blago opale, dok je u 2009. godini taj pad bio drastičan (grafikon 2.1). Nakon krize, sa ekonomskim razvojem i postepenim rastom životnog standarda, domaća štednja beleži trend rasta (počev od 2010. godine) i postaje sve značajniji izvor investicija. Kako bi se proverila ova hipoteza, model je ocenjen u dva podperioda: 2000-2007. godine i 2010-2019. godine i rezultati su prikazani u tabeli 2.4. U prvom podperiodu koeficijent zadržavanja štednje iznosi 0,34, dok je u drugom podperiodu on značajno porastao i iznosi 0,44, čime je potvrđena ova hipoteza.

Primećuje se da su koeficijenti zadržavanja štednje u ova dva podperioda niži nego u celom uzorku. Razlog za to je što oni isključuju period finansijske krize, u kome je naglo došlo do pada investicija, zbog smanjenja međunarodne kapitalne mobilnosti. Nekoliko radova u postojećoj literaturi, analizira uticaj globalne finansijske krize na promenu koeficijenta zadržavanja štednje. But & Morley (2017) su pokazali da je koeficijent zadržavanja štednje u OECD zemljama opao pred i tokom finansijske krize iz 2007. godine i ponovo porastao nakon nje. Zaključci su izvedeni na bazi standardnih panel modela sa fiksnim i slučajnim efektima, tako što je analiziran FH model u tri podperioda (1980-2003, 2004-2008, 2009-2012). Sa druge strane, Johnson & Lamdin (2014), su koristeći interakciju promenljivih S/BDP i pojedinačnih veštačkih promenljivih u periodu krize (2006-2012) u panelu sa fiksnim efektima, u zemljama Evrozone, dobili da koeficijent zadržavanja štednje statistički značajno raste u prvim godinama krize (2006-2008), zbog pada kapitalne mobilnosti. Sličan rezultat, su dobili analizirajući i zemlje EU koje nisu članice Evrozone. Analizirajući grafikon 2.1, slično nešto se desilo i u zemljama CIE, jer su investicije drastično opale u 2009. godini. Ovde je važno podsetiti, da su se efekti svetske finansijske krize u zemljama CIE, osetili tek u trećem kvartalu 2008. godine.

Tabela 2.4 Ocena koeficijenta zadržavanja štednje u zemljama CIE (korigovani metod ONK, engl.CCEMG)

	Ceo uzorak 2000-2019	Pre krize 2000-2007	Posle krize 2010-2019
β koeficijent zadržavanja štednje	0,47***	0,34**	0,44***
I/BDP_csa	0,88***	1,14***	0,91***
S/BDP_csa	-0,72***	-0,11***	-0,95***
Dijagnostički testovi			
α -Izloženost unakrsnoj međuzavisnosti ^a	0,32	0,36	0,41

*, **, *** označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

^a $0,5 < \alpha < 1$ označava visoku unakrsnu međuzavisnost

Izvor: Proračun autora

Tabela 2.5 Ocena koeficijenta zadržavanja štednje po zemljama CIE (korigovani metod ONK, engl. CCEMG)

Pojedinačne zemlje (2000-2019)	CCEMG	P-vrednost
Albanija	0,29***	0,007
Bugarska	0,18	0,657
Estonija	-0,22	0,713
Hrvatska	0,74**	0,020
Letonija	-0,30	0,192
Litvanija	0,58*	0,061
Mađarska	0,08	0,880
Poljska	0,32	0,401
Rumunija	0,91***	0,000
Sev. Makedonija	0,70***	0,000
Slovačka	0,70*	0,071
Slovenija	0,92***	0,000
Srbija	0,19	0,328
Češka	0,74**	0,021

*, **, *** označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

Izvor: Proračun autora

Deskriptivna analiza podataka (odjeljak 2.3) otkriva značajne varijacije među zemljama CIE u pogledu dinamike kretanja domaće štednje i investicija. Te varijacije su posebno izražene u odnosu na stepen razvijenosti zemalja, kao i nivo SDI. Kao rezultat toga, primetne su razlike u koeficijentima korelacije između ove dve promenljive, kao i u koeficijentima pokrivenosti investicija domaćom štednjom.

U tabeli 2.5, prikazane su ocene koeficijenata zadržavanja štednje pojedinačno u svakoj zemlji CIE. U većini zemalja koeficijenti su pozitivni i statistički značajno različiti od 0. Najveći koeficijent od 0,92, zabeležen je u Sloveniji, što je u skladu sa dosadašnjim nalazima u literaturi da se u

razvijenim zemljama beleže visoki koeficijenti zadržavanja štednje. Slovenija je najrazvijenija zemlja ovog regiona. Iznenadujuće visok koeficijent zadržavanja štednje ocenjen je u Rumuniji (0,91). Na osnovu deskriptivne analize podataka, može se zaključiti da je uzrok toga, trend opadanja domaćih investicija, pogotovu u drugom delu perioda, uz rast domaće štednje. Takođe, prosečan nivo SDI u posmatranom periodu je među najnižima u regionu, tako da nivo investicija sve više zavisi od domaće štednje.

Pored Slovenije i Rumunije, visoki koeficijenti zadržavanja štednje (između 0,7 i 0,8) su takođe zabeleženi u Češkoj, Hrvatskoj, Slovačkoj i Severnoj Makedoniji. Ovo delimično potvrđuje hipotezu da razvijenije zemlje imaju veće koeficijente zadržavanja štednje. Međutim, postoje izuzeci, poput Severne Makedonije, koja je zabeležila konstantan rast investicija i domaće štednje tokom celog perioda posmatranja. U 2018. godini, ova zemlja je dostigla najviši nivo štednje među zemljama CIE, preko 30% BDP-a, što je postalo dominantan izvor finansiranja domaćih investicija.

U Bugarskoj, Estoniji, Letoniji, Srbiji, Mađarskoj i Poljskoj, koeficijenti uz štednju su uglavnom pozitivni, ali statistički nisu značajno različiti od 0. Zajednička karakteristika svih ovih zemalja je što imaju negativan koeficijent korelacije između domaće štednje (S/BDP) i investicija (I/BDP), osim u Srbiji. Ovaj rezultat uglavnom je uzrokovan naglim rastom investicija i istovremenim padom ili stagnacijom štednje do 2007. godine. Ovo je naročito izraženo u Bugarskoj, koja je zabeležila značajan rast investicija u 2005. godini, a posebno u 2006. godini (blizu 40%), dok je u istim godinama stopa štednje naglo opala (ispod 10%). Ovaj nagli rast investicija je posledica velikog priliva inostranog kapitala, a strane direktne investicije (SDI) u toj godini su premašile nivo od 30% BDP-a, dok je prosečan nivo SDI u ostalim zemljama CIE iznosio oko 7% BDP-a. Mađarska i Poljska su imale stabilan nivo investicija (između 20 i 30% BDP-a) tokom celog perioda posmatranja, dok je štednja umereno varirala, tako da su njihovi koeficijenti korelacije bili blizu 0 (tabela 2.5).

U nastavku, je posebno ocenjen koeficijent zadržavanja štednje u zemljama sa pozitivnom korelacijom između I/BDP i S/BDP , a posebno u zemljama sa negativnom korelacijom. Iz tabele 2.6, jasno se vidi da je koeficijent zadržavanja štednje u grupi zemalja koje imaju pozitivnu korelaciju visok i visoko statistički značajan (0,61), dok je u zemljama sa negativnim koeficijenom korelacije, pozitivan i nizak, ali statistički neznačajan (0,26).

Tabela 2.6 Pozitivna korelacija I/BDP i S/BDP vs. negativna korelacija (korigovani metod ONK, engl. CCEMG), zemlje CIE

1. Zemlje CIE koje imaju pozitivnu korelaciju I/BDP i S/BDP^a		
	CCEMG	P-vrednost
β koeficijent zadržavanja štednje	0,61 ^{***}	0,000
2. Zemlje CIE koje imaju negativnu korelaciju I/BDP i S/BDP^b		
β koeficijent zadržavanja štednje	0,26	0,145

^{*}, ^{**}, ^{***} označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

^aAlbanija, Hrvatska, Rumunija, Sev.Makedonija, Slovačka, Slovenija, Srbija i Češka

^bBugarska, Estonija, Letonija, Litvanija, Mađarska i Poljska

Izvor: Proračun autora

Empirijska istraživanja koja obuhvataju zemlje u razvoju, prikazuju nešto niže koeficijente zadržavanja štednje. Payne & Kumazawa (2006) su dobili koeficijent od 0,36 na uzorku od 47 zemalja u razvoju iz Afrike, Azije, Latinske Amerike i Srednjeg Istoka. Za analizu su koristili metod ocene unakrsne međuzavisnosti prosečnih vrednosti grupe (engl. CMG²⁵) koji su predložili Coakley et al. (2004, 2006). Ovaj metod takođe dozvoljava heterogenost koeficijenta nagiba. Analizirajući 21 zemlju u razvoju koje obuhvataju izabrane azijske, evropske²⁶ i latinoameričke zemlje, Alakbarov & Bayar (2021) dobijaju još niži koeficijent zadržavanja štednje od 0,28 u periodu od 1994-2016. U svojoj analizi su koristili prošireni metod aritmetičkih sredina grupe (engl. AMG²⁷) koji su predložili Teal & Eberhardt (2010) kao alternativni metod korigavanom metodu ONK (CCEMG) koji je predložio Pesaran. U panelu od 27 afričkih zemalja, Murthy & Ketenci (2021) su koristeći korigovani metod ONK, dobili koeficijent zadržavanja štednje od 0,37.

Uporedive empirijske studije koje se mogu pronaći u dosadašnjoj literaturi, a koje obuhvataju neke od zemalja CIE su malobrojne. Pored toga, kao što smo već napomenuli, vrlo često, primenjene ekonometrijske tehnike nisu adekvatne u analizi povezanosti štednje i investicija. Buch (1999) je koristeći panel sa fiksnim efektima ocenio koeficijent zadržavanja štednje između 0,5 i 0,6 u Češkoj, Mađarskoj, Estoniji, Sloveniji i Poljskoj u periodu od 1980-1997. godine. Sa druge strane, Karahan et al. (2020) koristeći prošireni metod aritmetičkih sredina grupe (AMG) ocenjuju koeficijent zadržavanja štednje od 8,27 u proširenom uzorku istočno-evropskih zemalja²⁸ u periodu 2000–2016. godine. Ovaj koeficijent je vrlo visok i nije uporediv sa dosadašnjim empirijskim istraživanjima, jer je umesto nivoa serija ocenjen na osnovu njihovih diferenci ($\Delta S/BDP$ i $\Delta I/BDP$). Zbog svega toga, ovaj deo disertacije koji analizira FH model u zemljama CIE, koristeći korigovani metod ONK, predstavlja svojevrсни doprinos empirijskoj literaturi za ovu grupu zemalja.

2.5.1 Provera robusnosti

Za proveru robusnosti rezultata, ocenjen je FH model na uzorku 11 zemalja CIE koje su članice EU (Bugarska, Hrvatska, Estonija, Letonija, Litvanija, Mađarska, Poljska, Rumunija, Slovenija, Slovačka i Češka). Tabela 2.7 otkriva da se koeficijent zadržavanja štednje nije previše promenio i iznosi 0,54 (u celokupnom uzorku je iznosio 0,47), tako da je potvrđeno odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke. Ovaj rezultat potvrđuje da su rezultati robusni na varijacije u uzorku. Ovde je interesantno primetiti da je koeficijent zadržavanja štednje malo viši u ovoj grupi zemalja, s obzirom na to da su tri najmanje razvijene zemlje regiona (Albanija, Severna Makedonija i Srbija) isključene iz analize, što potvrđuje empirijsku hipotezu da razvijenije zemlje imaju veće koeficijente zadržavanja štednje. Sa rastom i razvojem zemalja, raste i koeficijent zadržavanja štednje, bez obzira na solidnu finansijsku integrisanost u međunarodno tržište kapitala.

²⁵ engl. *Cross-sectionally mean group estimator*

²⁶ Češka, Mađarska i Poljska su uključene u ovaj uzorak

²⁷ engl. *Augmented mean group estimator*

²⁸ Belorusija, Bugarska, Češka, Hrvatska, Estonija, Grčka, Mađarska, Litvanija, Letonija, Poljska, Rusija, Rumunija, Slovačka, Turska i Ukrajina

Tabela 2.7 Korigovani meotd ONK (engl. CCEMG) u zemljama CIE članicama EU

Ocena panela (2000-2019)	CCEMG	P-vrednost
β koeficijent zadržavanja štednje	0,54***	0,000
I/BDP_csa	0,91***	0,000
S/BDP_csa	-0,67***	0,001
Konstanta	7,56	0,209
Dijagnostički testovi		
α - Izloženost unakrsnoj međuzavisnosti ^a	0,31	

*, **, *** označava p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno

^a $0,5 < \alpha < 1$ označava visoku unakrsnu međuzavisnost

Izvor: Proračun autora

2.6 Feldštajn-Horioka zagonetka u Srbiji

Cilj ovog dela istraživanja jeste da ispita Feldštajn-Horioka zagonetku u Srbiji u periodu od prvog kvartala 2005. godine do prvog kvartala 2020. godine. Koristeći metod običnih najmanjih kvadrata (ONK) i vektorski autoregresioni model (VAR), utvrđeno je da postoji kointegracija između domaće štednje i investicija, iako je ta veza vrlo slaba, što ukazuje na odbacivanje FH zagonetke u Srbiji. Grenjdžerov test uzročnosti otkriva da ne postoji uzročno-posledična veza između ove dve promenljive. Srbija je sa velikim zakašnjenjem u odnosu na analizirane zemlje CIE, otpočela proces tranzicije, nakon što je poslednju dekadu prošlog veka provela pod sankcijama i u ratnim konfliktima. Zbog toga je u prvom podperiodu (do trećeg kvartala 2008. godine) doživela nagli porast investicija podstaknut prilivom inostranog kapitala, uz značajno nisku stopu štednje. Tek 2013. godine štednja je počela postepeno da raste i zadržala taj trend sve do kraja analiziranog perioda. S druge strane, nakon krize, pa sve do 2017. godine, Srbija je imala najnižu stopu investicija u regionu (ispod 20% BDP-a), ali od 2015. godine počinje trend rasta koji je dostigao nivo od 25% BDP-a u 2019. godini. U tom periodu, osim domaće štednje, Srbija beleži i visok priliv stranih direktnih investicija u odnosu na ostale zemlje CIE (pored Albanije i Estonije). To se najverovatnije događa zbog toga što inostrani kapital ostvaruje više prinose u Srbiji nego u drugim zemljama, što je posledica nižeg nivoa razvijenosti, ali i politike snažnog subvencionisanja cena energenata i niskih troškova radne snage.

U celini, ova studija potvrđuje da u Srbiji postoji niska povezanost između domaće štednje i investicija, uz značajan priliv stranih direktnih investicija. Ovaj nalaz se poklapa sa prethodnom analizom u ovoj disertaciji (poglavlje 1), koja je ukazala na visoke deficite tekućeg bilansa u Srbiji, u prvoj polovini analiziranog perioda. Međutim, na kraju perioda, kako se domaća štednja povećavala, tako se i saldo tekućeg bilansa počeo smanjivati. Stoga, rezultati ovog istraživanja ukazuju na to da bi kreatori makroekonomske politike trebalo da nastave da podstiču rast domaće štednje, jer se preterano oslanjanje na strani kapital, može pokazati dugoročno neodrživim.

Struktura ovog poglavlja je organizovana na sledeći način. U odeljku 2.6.1, kratko su opisane primenjene ekonometrijske tehnike i testirani modeli. Nakon toga, u odeljku 2.6.2 dati su sažeti opisi relevantnih deskriptivnih analiza podataka. Empirijski rezultati i njihova analiza predstavljeni su u odeljku 2.6.3.

2.6.1 Ekonometrijska metodologija

Empirijska strategija usvojena u ovom odeljku je motivisana prethodnim empirijskim istraživanjima koja su korišćena u analizi pojedinačnih zemalja, kao i u skladu sa deskriptivnom analizom zemlje koja se ocenjuje. Prvo je ocenjen standardni FH model (1980) primenom metoda ONK. Zatim, zbog autokorelacije prvog reda u rezidualima i uključivanjem pomaknute vrednosti zavisne promenljive (stope bruto investicija) u skup objašnjavajućih promenljivih, kao i potencijalne endogenosti bruto domaće štednje, primenjen je i uopšteni metod momenata (engl. *General method of moments* ili GMM). Kako bi se ocenila priroda dinamičkih odnosa između bruto domaće štednje i investicija, na osnovu ocenjenog vektorskog autoregresionog modela (VAR), primenjeni su Grejndžerov test uzročnosti, dekompozicija varijanse greške predviđanja i funkcija impulsnog odziva.

Važno je istaći da se analiza FH modela u Srbiji, u odnosu na analizu Srbije u okviru panel grupe zemalja CIE, razlikuje u nekoliko stvari: prvo, po periodu posmatranja (2005-2020 umesto 2000-2019), drugo po različitoj frekvenciji podataka (kvartalni u odnosu na godišnje podatke) i treće po specifikaciji modela. Naime, specifikacija modela za Srbiju koristeći kvartalne podatke, u skup objašnjavajućih promenljivih uključuje i pomaknutu vrednost zavisne promenljive, kako bi se otklonio problem autokorelacije reziduala prvog reda. Ideja Fedlštajn-Horioka modela ne uključuje dinamičku komponentu, pa u panel analizi podataka ona nije uključena, jer primena novije robusne ekonometrijske tehnike (korigovane metode ONK tj. CCEMG) koju je predložio Pesaran (2006) je otporna na autokorelaciju indiosinkratskih grešaka. Međutim, kod analize pojedinačnih zemalja, takva ekonometrijska tehnika nije dostupna, tako da je pomaknuta vrednost zavisne promenljive uključena u specifikaciju modela. Takođe, specifikacija modela u panelu korišćenjem korigovanog metoda ONK (CCE) za ocenu koeficijenata zadržavanja štednje, obuhvata i unakrsne proseke između zemalja koje služe da aproksimiraju neopažene ili izostavljene zajedničke faktore. Zbog svega navedenog, rezultati ova dva modela nisu uporediva.

Polazeći od izvornog FH modela (1980), u jednačini (2.15) predstavljen je model koji se ocenjuje.

$$\left(\frac{I}{BDP}\right)_t = \alpha + \beta \left(\frac{S}{BDP}\right)_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

gde $\left(\frac{I}{BDP}\right)_t$ i $\left(\frac{S}{BDP}\right)_t$ predstavljaju stopu bruto investicija i stopu bruto domaće štednje, respektivno. Kao što je u prethodnom delu rada objašnjeno β predstavlja koeficijent zadržavanja štednje.

Imajući u vidu činjenicu da u ovom modelu postoji ozbiljan problem autokorelacije reziduala, neophodno je u spisak objašnjavajućih promenljivih uključiti i njenu pomaknutu vrednost, kako bi model bio što preciznije ocenjen (jednačina 2.16). Takođe, važno je napomenuti da je štednja

potencijalno endogena promenljiva, jer faktori koji utiču na investicije takođe mogu uticati i na štednju. Zbog toga, ocene dobijene primenom metoda ONK mogu biti pristrasne i nekonzistentne. Kako bi se dobili što pouzdaniji rezultati, model je ocenjen i primenom metoda instrumentalnih promenljivih (IP) odnosno uopštenog metoda momenata (GMM).

$$\left(\frac{I}{BDP}\right)_t = \alpha + \gamma \left(\frac{I}{BDP}\right)_{t-1} + \beta \left(\frac{S}{BDP}\right)_t + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Za proučavanje kompleksne interakcije i dinamičkih odnosa između domaće štednje i investicija, primenjen je vektorski autoregresioni (VAR) model, prikazan u jednačini (2.17). Kako bi se razumela priroda ovih odnosa, kao i međusobna zavisnost štednje i investicija, izvršen je niz analiza, uključujući Grejndžerov test uzročnosti, dekompoziciju varijanse greške predviđanja i funkciju impulsnog odziva.

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{BDP}\right)_t &= c_1 + \beta_{1i} \left(\frac{I}{BDP}\right)_{t-i} + \gamma_{1i} \left(\frac{S}{BDP}\right)_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \left(\frac{S}{BDP}\right)_t &= c_2 + \beta_{2i} \left(\frac{I}{BDP}\right)_{t-i} + \gamma_{2i} \left(\frac{S}{BDP}\right)_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2.17)$$

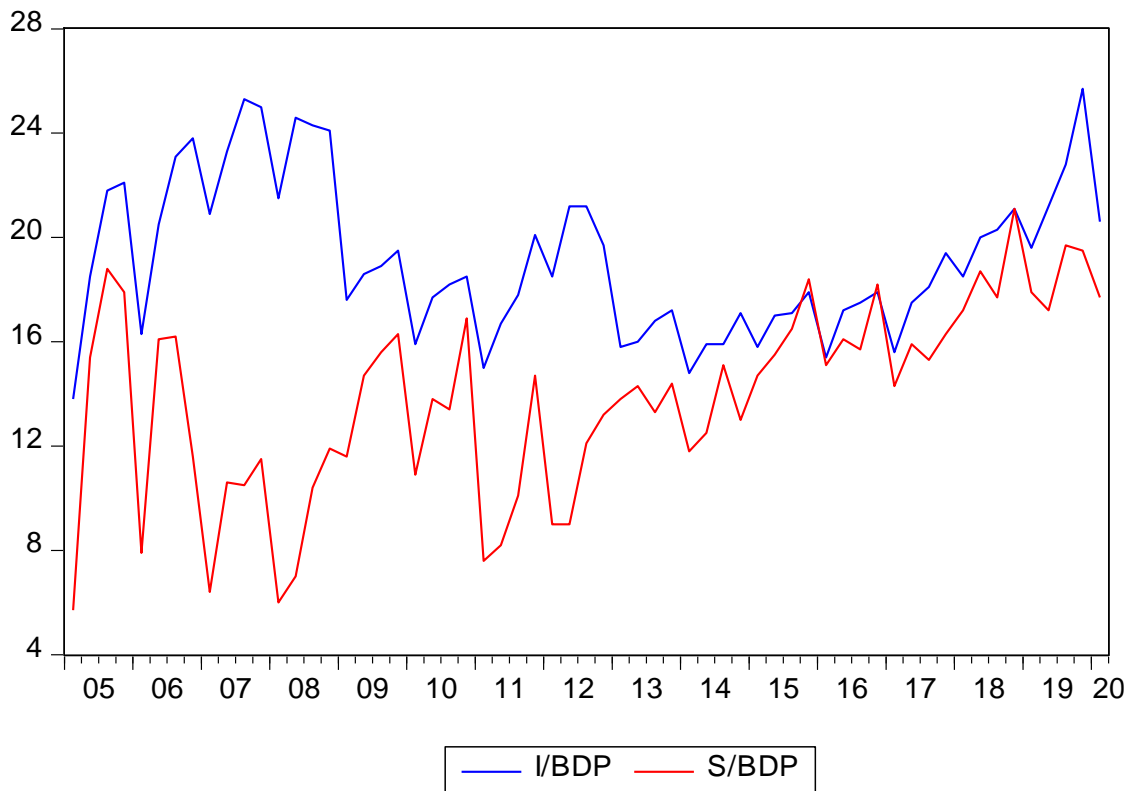
Svi rezultati su dobijeni korišćenjem statističkog softverskog paketa *Eviews*.

2.6.2 Uzorak i podaci

Empirijska analiza obuhvata analizu Feldštajn-Horioka zagonetke u Srbiji na kvartalnim podacima u periodu od prvog kvartala 2005. do prvog kvartala 2020. godine. Kao i u prvom delu rada, za ocenu veze između domaće štednje i investicija, korišćene su stopa bruto domaće štednje (S/BDP) i stopa bruto investicija (I/BDP). Bruto domaća štednja je izračunata kao razlika između bruto nacionalnog proizvoda i finalne potrošnje plus neto transferi. Podaci su preuzeti iz Republičkog zavoda za statistiku i Narodne banke Srbije.

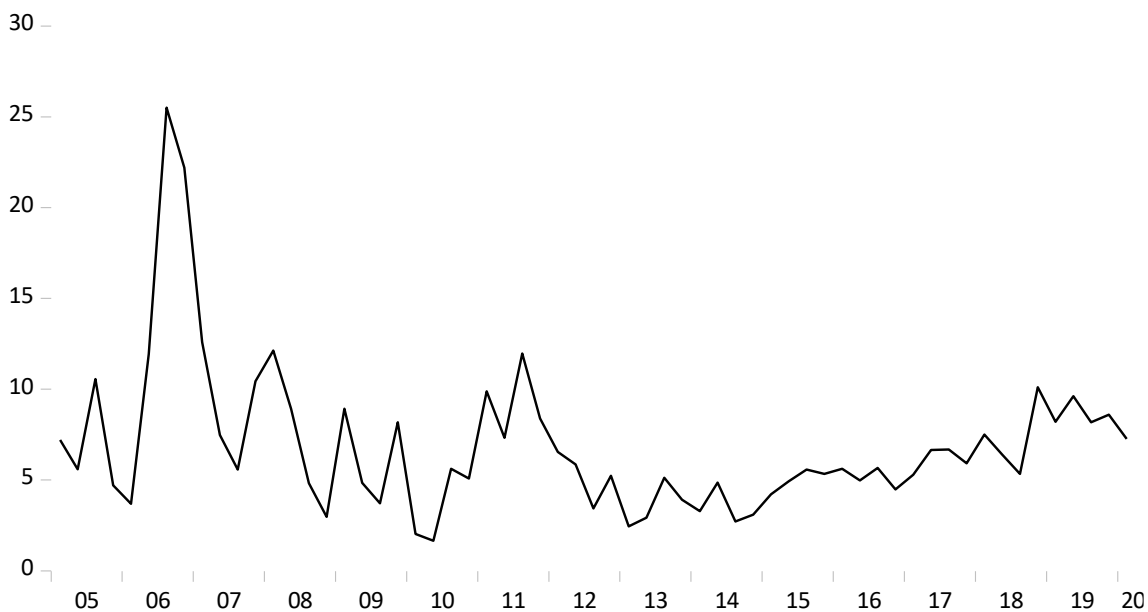
Deskriptivna analiza podataka otkriva da postoji nizak koeficijent korelacije između bruto domaće štednje i bruto investicija (0,08). Sa grafikona 2.12, jasno su vidljivi suprotni trendovi štednje i investicija, koji su trajali sve do početka 2013. godine, s kratkim prekidom za vreme svetske finansijske krize. Takvo ponašanje je bilo predvidljivo jer je Srbija započela tranziciju sa niskim kapitalom po radniku, što je rezultiralo visokom stopom prinosa i privuklo strani kapital. Sa druge strane, dohoci građana su bili izuzetno niski, ali su se u početnim godinama snažno povećavali, stvarajući očekivanja građana da će nastaviti sa rastom, što je rezultiralo niskom štednjom. Ovaj jaz između domaće štednje i investicija bio je ispunjen SDI i, u manjoj meri, inostranim kreditima. Tokom perioda krize, od prvog kvartala 2009. godine do kraja 2011. godine, priliv inostranog kapitala je naglo opao, što je uticalo na smanjenje investicija. Nakon krize, trend predkriznog perioda se nastavio, ali u ublaženom obliku, da bi od 2013. godine došlo do početka dugoročnog trenda rasta domaće štednje koja prati rast investicija. Rast dohotka u prethodnom periodu, i neizvesnost njegovog budućeg kretanja, podstaklo je građane da više štede, preduzeća da se više oslanjaju na sopstvena sredstva, a državu da smanji deficit, što je podstaklo rast domaće štednje. Ovaj rast štednje u Srbiji je pored ostalih faktora koji su uticali na građane i privredu, rezultat i fiskalne konsolidacije koja je

započela 2014. godine. Na kraju posmatranog perioda (4. kvartal 2019), primećuje se iznenađan porast investicija, koji delimično proizilazi iz povećanja javnih investicija, a delimično zbog ubrzanog rasta SDI, kako je prikazano na grafikonu 2.13. Ova analiza je u skladu sa hipotezom da uz ekonomski napredak zemlje, dolazi i do postepenog rasta štednje, koji je detaljnije predstavljen kod analize grupe zemalja CIE.



Izvor: Proračun autora, RZS

Grafikon 2.12 Stopa bruto investicija i bruto domaće štednje u Srbiji



Izvor: NBS

Grafikon 2.13 SDI kao % u BDP-u u Srbiji

Iz tabele 2.8, jasno se vidi da je prosečan nivo investicija na kvartalnom nivou u Srbiji iznosio 19,17%, a domaće štednje 13,9%. Najniža stopa štednje zabeležena je u prvom kvartalu 2005. godine, što je i očekivano, jer je Srbija otpočela proces tranzicije nakon 2000. godine. Međutim, sa razvojem zemlje, od 2013. godine, štednja postepeno raste i dostiže maksimalnu vrednost od 21,1% BDP-a pred kraj perioda posmatranja u četvrtom kvartalu 2018. godine. Prosečan nivo SDI u Srbiji takođe je visok i iznosi skoro 7%, a maksimalna vrednost od 21,1% zabeležena je u trećem kvartalu 2006. godine koje su uglavnom nastale kroz prihod od privatizacije. Vrednosti SDI su najniže zabeležene tokom finansijske krize koja je Srbiju zahvatila tek na kraju trećeg kvartala 2008. godine.

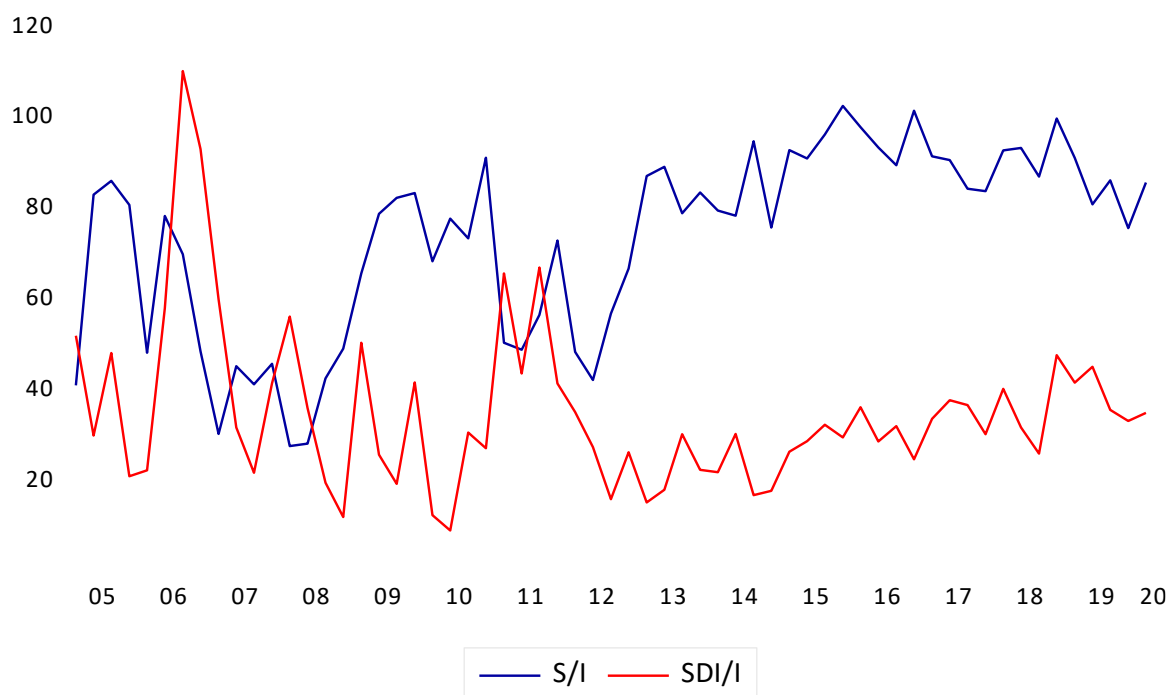
Tabela 2.8 Deskriptivna statistika analiziranih promenljivih u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

Promenljive	Aritemtička sredina	Medijana	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
<i>I/BDP</i>	19,17	18,50	2,96	13,80	25,70
<i>S/BDP</i>	13,90	14,70	3,72	5,70	21,10
<i>SDI/BDP</i>	6,88	5,62	4,12	1,65	25,50
<i>S/I</i>	73,74	79,73	20,44	27,91	102,79
<i>SDI/I</i>	35,32	32	17,95	9,34	110,41

Izvor: Proračun autora

Na osnovu grafikon 2.14, vidljivo je da se udeo štednje u investicijama povećava od 2013. godine, dok se udeo stranih direktnih investicija smanjuje. Ovo jasno ukazuje na veću zavisnost investicija od domaće štednje u Srbiji u poslednjih nekoliko godina. Ovo je u velikoj meri posledica rasta javnih investicija, koje se uglavnom finansiraju stranim kreditima²⁹.

²⁹ Državna štednja obuhvata javne investicije plus saldo fiskalnog bilansa.



Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.14 Pokrivenost investicija štednjom (*S/I*) i stranim direktnim investicijama (*SDI/I*) u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

2.6.3 Ekonometrijska analiza povezanosti domaće štednje i investicija u Srbiji

Prvi korak u analizi povezanosti između štednje i investicija je ispitivanje jediničnog korena u vremenskim serijama. *Zivot-Andrews* test jediničnog korena koji uzima u obzir strukturne lomove, ukazuje da su i S/BDP i I/BDP visoko stacionarne vremenske serije. Test statistika iznosi $-4,266$ i $-4,290^{30}$, respektivno. Ovaj rezultat implicira da postoji dugoročna veza između štednje i investicija, bez obzira na nisku korelaciju između ove dve promenljive. Ovakav rezultat je u skladu sa budžetskim ograničenjem države (uslov solventnosti ili održivosti) prema kome bi u dugom roku investicije i domaća štednja trebalo da budu približno jednake.

U drugom koraku, model iz jednačine (2.7), je ocenjen primenom metoda ONK. S obzirom na autokorelaciju prvog reda u rezidualima, pomaknuta vrednost I/BDP je uključena u skup objašnjavajućih promenljivih. U jednačinu su ubačene i 3 veštačke sezonske promenljive (S_1 , S_2 i S_3) kako bi se eliminisala autokorelacija koja je izražena na sezonskim docnjama. Zbog velike razlike u trendovima ove dve promenljive na početku perioda posmatranja u odnosu na ostatak perioda, uključena je i stepenik veštačka promenljiva V koja uzima vrednost 1, zaključno sa trećim kvartalom 2008. godine, a ostalo 0.

Ocenjeni koeficijent zadržavanja štednje je, iako nizak, statistički značajan na nivou značajnosti od 5%, sa vrednošću od 0,11. Ovaj rezultat jasno ukazuje na odsustvo Feldštajn-Horioka zagonetke u Srbiji. U prvom delu perioda posmatranja, trendovi štednje i investicija su bili potpuno

³⁰ H_0 : Serija ima jedinični koren. Kritične vrednosti za nivoe značajnosti od 10%, 5% i 1% iznose $-4,58$, $-4,93$ i $-5,34$ respektivno.

razdvojeni, što je rezultiralo očekivanim nalazom. Nakon 2000. godine, Srbija je započela tranzicioni proces koji je doveo do velikog priliva kapitala, snažnog rasta potrošnje i smanjenja štednje. Investicije su se povećale zahvaljujući jakom prilivu stranih direktnih investicija, dok je štednja opala, što je pretežno uticalo na smanjenje veze između štednje i investicija. Petrovic (2013) je analizirajući period od 1997.-2010. godine, zaključio da u Srbiji ne postoji kointegracija između bruto domaće štednje i bruto domaćih investicija, odbacujući tako Feldštajn-Horioka zagonetku.

Svi testovi specifikacije ONK modela su zadovoljeni. Ova potvrda uključuje i rezultate *Jarque-Bera* testa, koji ukazuju na normalnu raspodelu reziduala, kao i *Breusch-Godfrey* testa autokorelacije, koji potvrđuje da ne postoji zbirna serijska korelisanost između reziduala. Takođe, na osnovu *Breusch-Pagan-Godfrey* test statistike, ne možemo odbaciti nultu hipotezu o homoskedastičnosti.

Tabela 2.9 Feldštajn-Horioka zagonetka za Srbiju (2005Q1-2020Q1) – metod ONK

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P - vrednost
$(I/BDP)_{t-1}$	0,7987***	0,0641	0,000
$(S/BDP)_t$	0,1084**	0,0465	0,024
S_1	-3,3026***	0,4371	0,000
S_2	0,9148***	0,4639	0,000
S_3	0,0381	0,4132	0,927
Const	2,6728*	1,5372	0,088
V^1	1.5446***	0,4131	0,000
Testovi specifikacije			
R^2	0,8692		
Test normalnosti (<i>Jarque-Bera</i> test)	1,513		0,469
Test zbirne autokorelacije reda 4 (<i>Breusch-Godfrey</i> test)	0,734		0,573
Test heteroskedastičnosti (<i>Breusch-Pagan-Godfrey</i> test)	1,354		0,250

***p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10

¹V je stepenik veštačka promenljiva za prvi podperiod zaključno sa trećim kvartalom 2008. Godine

Izvor: Proračun autora

Budući da je zavisna promenljiva uključena u listu objašnjavajućih promenljivih, greške modela mogu biti korelisane sa regresorima. Zato je za procenu parametara modela korišćen uopšteni metod momenata (GMM), koji se bazira na uključivanju instrumentalnih promenljivih. Ova metoda je posebno korisna zbog potencijalne endogenosti štednje, koja može biti izazvana velikim brojem zajedničkih faktora koji utiču i na investicije i na štednju. Kao instrumentalne promenljive, korišćene su docnje stope štednje i investicija.

Primena ove metode ocene rezultira u malo većem koeficijentu zadržavanja štednje (0,17), što potvrđuje rezultate dobijene metodom ONK (videti tabelu 2.10). Takođe, *Durbin-Wu-Hausman* test statistika koja testira endogenost pomaknutih vrednosti zavisne promenljive i štednje, pokazuje da ne postoji problem endogenosti u ovom modelu. Drugim rečima, ocene dobijene metodom ONK su konzistentne i efikasne.

Tabela 2.10 Feldštajn-Horioka zagonetka u Srbiji (2005Q1-2020Q1) – GMM metod

Promenljive	Koeficijent	Standardna greška	P - vrednost
$(I/BDP)_{t-1}$	0,8143***	0,0713	0,000
$(S/BDP)_t$	0,1765**	0,0694	0,014
S_1	-3,2042***	0,4762	0,000
S_2	0,9178*	0,4849	0,064
S_3	-0,0503	0,4367	0,909
Const	1,3797	1,7401	0,432
V^l	1,7843***	0,5695	0,003
Testovi specifikacije			
R^2	0,8675		
Test endogenosti (Durbin-Wu-Hausman test)	2,335		0,126
Hansen J statistika o prekomernoj ident.	7,978		0,092
Cragg-Donald statistika, Stock&Yogo krit. vredn.	11,565		

***p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,10

¹V je stepenik veštačka promenljiva za prvi podperiod zaključno sa trećim kvartalom 2008. Godine

Izvor: Proračun autora

Drugi deo testiranja FH modela ima za cilj da analizira dinamičke odnose između štednje i investicija, koristeći ocenjeni vektorski autoregresioni model (VAR) sa dve dimenzije, zasnovan na jednačini (2.8). U ovaj VAR model uključene su determinističke komponente, uključujući konstantu, tri sezonske veštačke promenljive i jednu impulsnu veštačku promenljivu. Impulsna veštačka promenljiva ima vrednost 1 za prvi kvartal 2009. godine, kada je Srbija započela suočavanje sa svetskom finansijskom krizom, a vrednost 0 za sve ostale kvartale.

Akaike informacioni kriterijum sugerise da je optimalan broj docnji 5, dok Swartz i Hannan-Quinn (HQ) informacioni kriterijumi ukazuju da je 1. Primenom sekvencijalnog testa, utvrđeno je da je optimalan VAR model reda 3. U tabeli 2.11, prikazani su rezultati testova specifikacije. Za prve tri docnje, p-vrednosti su veće od 5%, što ukazuje na odsustvo serijske autokorelacije reziduala. Kako bi se ispitala distribucija reziduala, primenjen je Doornik-Hansen test normalnosti, koji sugerise da su reziduali normalno raspoređeni. Takođe, svih 5 karakterističnih korenova imaju vrednosti strogo manje od 1, što znači da VAR(3) model ispunjava uslov stabilnosti.

Tabela 2.11 Testovi specifikacije VAR(3) modela (2005Q1-2020Q1) – Srbija

Promenljive	Koeficijent	P - vrednost
Test autokorelacije (LM test)		
AR(1)	7,130	0,129
AR(2)	4,836	0,304
AR(3)	3,665	0,453
Test normalnosti (Doornik-Hansen test)	0,991	0,911
Uslov stabilnosti (vrednosti karakterističnih korenova)	0,953 0,916 0,615 0,229 0,103	

Izvor: Proračun autora

U sklopu istraživanja, primenjen je Grejndžerov test uzročnosti kako bi se ispitalo postojanje uzročnih veza između bruto domaće štednje i bruto investicija u Srbiji. Kao što se može videti u tabeli 2.12, rezultati testa ukazuju da ne postoji uzročno-posledična veza između ove dve promenljive u posmatranom periodu.

Tabela 2.12 Grejndžerov test uzročnosti – slučaj Srbije (2005Q1-2020Q1)

Promenljive	χ^2 stat	p - vrednost
$S/BDP \rightarrow I/BDP$	5,384	0,146
$I/BDP \rightarrow S/BDP$	3,437	0,329

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$

Izvor: Proračun autora

U nastavku, dekompozicija varijanse greške predviđanja omogućava da se identifikuje u kojoj meri neočekivane promene u domaćoj štednji doprinose ukupnoj varijabilnosti investicija. Ova analiza se zasniva na kovarijacionoj matrici reziduala koja sadrži tekuće uticaje. Dodatno, funkcija impulsnog odziva daje informacije o veličini, brzini i trajanju uticaja nepredviđenog šoka u domaćoj štednji na investicije.

Dekompozicija varijanse greške predviđanja, pokazuje da egzogeni šok S/BDP objašnjava samo 4% varijanse greške predviđanja I/BDP posle 1. kvartala, i nakon 2. kvartala opada (tabela 2.13).

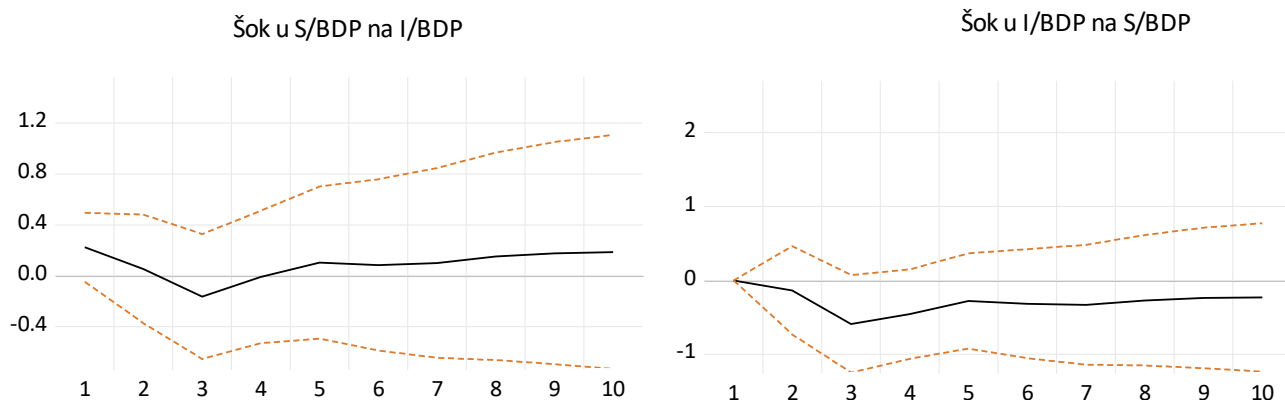
Tabela 2.13 Dekompozicija varijanse greške predviđanja – Srbija (2005Q1-2020Q1)

Kvartal	<i>I/BDP</i>	<i>S/BDP</i>	SUMA
1	95,42	4,58	100
2	97,93	2,07	100
3	97,75	2,25	100
4	98,17	1,83	100
5	98,26	1,74	100
6	98,36	1,64	100
7	98,36	1,64	100
8	98,17	1,83	100
9	97,89	2,11	100
10	97,57	2,43	100

Izvor: Proračun autora

Funkcija impulsnog odziva otkriva slabu reakciju bruto investicija na šok u bruto domaćoj štednji, i to samo u prvom kvartalu. S obzirom da interval poverenja obuhvata i nulu, intervalne ocene sadrže i pozitivne i negativne vrednosti, što ukazuje da ne postoji značajan uticaj štednje na investicije. Ovo je slučaj i sa uticajem stope bruto investicija na stopu bruto domaće štednje (grafikon 2.15).

Funkcija impulsnog odziva



Napomena: Isprekidane linije pokazuju granice intervala poverenja na nivou pouzdanosti od 95%. Kada se 0 nalazi unutar okvira isprekidanih linija (intervala poverenja), odgovor promenljive na šok druge promenljive smatra se statistički jednakim nuli i neznačajnim.

Izvor: Proračun autora

Grafikon 2.15 Funkcija impulsnog odziva u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

2.7 Zaključak

U ovom delu doktorske disertacije, istražen je uticaj bruto domaće štednje na dinamiku bruto investicija kroz analizu panela od 14 zemalja Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2000. do 2019. godine koristeći godišnje podatke. Dodatno, posebna analiza je sprovedena za Srbiju, fokusirajući se na kvartalne podatke u periodu od 2005Q1 do 2020Q1. Ova analiza je inspirisana istraživanjem Feldštajna i Horioka (1980), koji su na uzorku OECD zemalja želeli da pokažu da je u prisustvu visoke međunarodne pokretljivosti kapitala uticaj domaće štednje na investicije zanemarljiv.

Međutim, uprkos visokom stepenu finansijske integracije na međunarodnom tržištu kapitala, njihovo istraživanje je pokazalo da ovaj uticaj nije statistički različit od 1 (0,88), što predstavlja zagonetku u međunarodnoj makroekonomiji poznatu kao FH zagonetka.

Primenom korigovanog metoda ONK koji je razvio Pesaran (2006) ispituje se važenje FH zagonetke u 14 zemalja CIE. Ocene dobijene ovim metodom, za razliku od ocena standardnih panel modela sa fiksnim i slučajnim efektima, su efikasne, nepristrasne i konzistentne u prisustvu unakrsne međuzavisnosti, heterogenosti koeficijena nagiba, problema endogenosti i strukturnih lomova. Rezultati testova specifikacije, jasno ukazuju da ovaj panel ima problem unakrsne međuzavisnosti i heterogenosti koeficijena nagiba. Za razliku od drugih analiza zemalja u razvoju, ovo istraživanje pokazuje da je koeficijent zadržavanja štednje visok (0,47), ali značajno manji od 1, što implicira odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke u zemljama CIE. Razlog za to je veliki ekonomski napredak koje su ostvarile zemlje CIE pogotovu u poslednjoj deceniji, a sa ekonomskim razvojem rastu i stope domaće štednje i postaju sve značajniji izvor rasta investicija.

Niži koeficijent zadržavanja štednje je zabeležen u periodu pre svetske finansijske krize nego u periodu nakon krize. Koeficijent zadržavanja štednje u periodu 2000-2007. godine iznosio je 0,34, dok je u periodu od 2010-2019. godine, porastao na 0,44. Ovo je i očekivan rezultat, s obzirom da je štednja do krize uglavnom stagnirala, a investicije rastle, dok je nakon finansijske krize štednja počela postepeno da raste, a investicije su imale znatno blaži trend rasta. Ovaj rezultat proizilazi iz promena koje su se desile u zemljama Centralne i Istočne Evrope (CIE) tokom vremena, uključujući povećanje dohotka, smanjenje očekivanog rasta budućeg dohotka, poboljšanje fiskalne pozicije zemlje i razvoja institucija. Sve ove promene su uticale na povećanje domaće štednje s jedne strane, ali su istovremeno dovele do smanjenja prinosa na kapital, što je usporilo priliv SDI u zemlju, kao i inostranih kredita, čime se povećao značaj domaće štednje u finansiranju investicija.

Takođe, deskriptivnom analizom podataka, može se primetiti da je tokom finansijske krize došlo do naglog pada investicija, zbog smanjenja mobilnosti kapitala, čime je uloga štednje u finansiranju investicija porasla. Johnson & Lamdin (2014), su to i potvrdili u zemljama Evrozone, pokazavši da koeficijent zadržavanja štednje statistički značajno raste u prvim godinama krize (2006-2008) zbog pada kapitalne mobilnosti.

Dodatno, ovim istraživanjem je utvrđeno da zemlje koje imaju pozitivan koeficijent korelacije između domaće štednje i investicija ostvaruju visok koeficijent zadržavanja štednje od 0,61, dok je kod zemalja sa negativnim koeficijentom korelacije on nizak i statistički neznačajan.

S obzirom na ustanovljenu heterogenost koeficijena zadržavanja štednje po zemljama, korigovani metod ONK ocenjuje koeficijent za svaku zemlju pojedinačno. U većini zemalja koeficijenti su pozitivni i statistički značajno različiti od 0. Najveći koeficijent od 0,92, zabeležen je u Sloveniji, a najniži u Albaniji (0,29), što je u skladu sa dosadašnjim nalazima u literaturi. Slovenija je najrazvijenija zemlja, dok je Albanija najmanje razvijena zemlja ovog regiona.

Konačno, ovaj rad je testirao FH zagonetku u Srbiji na kvartalnim podacima za period 2005-2020. godine, primenom metoda ONK i instrumentalnih promenljivih. Ocenjeni koeficijent zadržavanja štednje u Srbiji je nizak i iznosi 0,11, ali je statistički značajan, što implicira da FH zagonetka ne važi. Štaviše, analizom dinamičkih odnosa na bazi VAR modela, utvrđeno je da domaća štednja ne uzrokuje investicije uzimajući u obzir celokupan period posmatranja. Takođe, primena

korigovanog metoda ONK kod panel modela koji daje rezultate o koeficijentima zadržavanja štednje za svaku zemlju pojedinačno ukazuje, da koeficijent zadržavanja štednje u Srbiji nije statistički značajan. Ova analiza je potvrdila nisku povezanost između domaće štednje i investicija u Srbiji i veliko oslanjanje na strane direktne investicije u posmatranom periodu. Ovo je očekivan rezultat, s obzirom da je Srbija sa velikim zakašnjenjem ušla u proces tranzicije u odnosu na ostale zemlje CIE. Nakon liberalizacije tržišta 2000. godine, Srbija se suočila sa velikim prilivom inostranog kapitala (kroz kredite i SDI), što je podstaklo snažan rast investicija, ali i rast potrošnje i vrlo niske stope štednje. Tek 2013. godine štednja je počela postepeno da raste, međutim nakon krize Srbija je imala najnižu stopu investicija od svih zemalja CIE, sve do 2017. godine. Tek pred kraj perioda posmatranja, stopa štednje i investicija počinju da imaju sličan trend rasta. Ovaj nalaz je u skladu i sa rezultatima istraživačke analize iz poglavlja 1 o visokim deficitima u tekućem bilansu Srbije tokom skoro celog analiziranog perioda, dok se pred sam kraj perioda posmatranja, kako se domaća štednja povećavala, deficit tekućeg bilansa počeo smanjivati. Stoga, rezultati ove studije sugerišu da bi donosioci makroekonomske politike trebalo da i dalje podstiču rast domaće štednje, budući da previše oslanjanje na strani kapital može imati dugoročno neodržive posledice.

Dobijeni rezultati o značajnoj ulozi domaće štednje u finansiranju domaćih investicija za zemlje CIE, sugerišu, da pored primene različitih mera za privlačenje stranih direktnih investicija, kreatori makroekonomskih politika moraju podsticati i domaću štednju. Sa rastom i razvojem zemalja, prinosi postepeno opadaju, kapital se seli u zemlje sa većim prinosima, a domaća štednja postaje sve značajniji izvor finansiranja. Takođe, velika zavisnost zemalja u razvoju od inostranog kapitala, ograničava nezavisnost zemlje u pogledu vođenja makroekonomskih politika. Ove zemlje često imaju i visoke deficite na tekućim računima koji se finansiraju iz donacija i inostranih zajmova, pa čak i mala promena u spoljnim tokovima kapitala može izazvati unutrašnji ekonomski pad. Zbog toga, akumulacija domaće štednje pomaže u smanjenju ranjivosti na spoljne šokove, i obezbeđuje dugoročnu bazu za finansiranje investicija.

Pored toga, ovaj deo disertacije, diskutuje da li visok uticaj domaće štednje na investicije zaista predstavlja zagonetku, kao i opravdanost korišćenja tog odnosa u proceni stepena međunarodne mobilnosti kapitala. U dosadašnjoj literaturi, visoki koeficijenti zadržavanja štednje zabeleženi su u razvijenim zemljama, dok se u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju dobijaju značajno niži koeficijenti (Singh, 2016). Ovaj rezultat, koji je u skladu sa hipotezom Feldštajna i Horioka, ukazuje na paradoksalnu situaciju u kojoj zemlje u razvoju pokazuju bolju integraciju u međunarodno tržište kapitala u poređenju sa razvijenim zemljama. Na temelju intertemporalnog budžetskog ograničenja i empirijskih nalaza u Japanu i SAD, Moreno (1997) zaključuje da značajan uticaj domaće štednje na investicije nije nužno indikator ograničene mobilnosti kapitala.

Pod uticajem arbitraže, finansijska integracija zemalja ima za posledicu izjednačavanje prinosa i smanjenje podsticaja za međunarodnu mobilnost kapitala. To implicira da se veliki deo domaćih investicija finansira iz domaće štednje. Stoga, visok koeficijent zadržavanja štednje u razvijenim zemljama ne mora implicirati nedovoljnu integraciju zemlje u tržište kapitala. Razvijene zemlje, koje su uglavnom neto izvoznici kapitala, često ulažu kapital u manje razvijene zemlje gde se ostvaruju veći prinosi, a u kojim je domaća štednja je na niskom nivou zbog niskih dohodaka, te je potpuno očekivano da se niži koeficijenti zadržavanja štednje ostvaruju u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje. Takođe, efekat pristrasnosti ulaganja „kod kuće“

nije zanemarljiv, posebno kada između zemalja postoje male razlike u prinosima (Coeurdacier et al., 2010).

Ukidanje kapitalnih kontrola, dovodi do značajnog smanjenja uticaja domaće štednje na investicije, ali sa protokom vremena i sa razvojem tih zemalja, taj uticaj raste, bez obzira na skoro savršenu mobilnost kapitala (Telatar et al., 2007). I ovo istraživanje je pokazalo da sa liberalizacijom tržišta zemalja CIE dolazi do snažnog priliva inostranog kapitala (kroz SDI i priliv inostranih kredita), što rezultira u nižim koeficijentima zadržavanja štednje. Međutim, sa razvojem ovih zemalja, prinosi na kapital opadaju, domaća štednja raste, zemlje počinju da investiraju u inostranstvo te koeficijenti zadržavanja štednje takođe rastu. Dakle, odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke, ne implicira malu mobilnost kapitala.

U odeljku 2.2.3, u okviru pregleda literature, dat je pregled potencijalnih objašnjenja FH zagonetke. Intertemporalno budžetsko ograničenje, heterogenost zemalja u pogledu veličine i stepena razvijenosti, kao i pristrasnost ulaganja „kod kuće“, se izdvajaju kao najprikladnija objašnjenja FH zagonetke. Mnogi autori tvrde da postoji jaka veza između štednje i investicija na dugi rok zbog intertemporalnog budžetskog ograničenja koje podrazumeva održivost ravnoteže tekućeg bilansa, dok je ta veza kratkoročno slabija (Cardia, 1992; Coakley & Kulasi, 1997; Moreno, 1997; Jansen, 2000). Takođe, heterogenost u faktorskoj raspoloživosti i finansijskim karakteristikama zemalja, implicira veću mobilnost kapitala između razvijenih i manje razvijenih zemalja, nego između zemalja sličnog nivoa razvijenosti, što rezultira u nižim koeficijentima zadržavanja štednje u manje razvijenim zemljama, nego u razvijenim zemljama (Vamvakidis & Wacziarg, 1998).

Prilog 2

Prilog A2.4.1a Multifaktorski model zajedničkih faktora

Unakrsna međuzavisnost reziduala se može predstaviti pomoću multifaktorskog modela zajedničkih faktora. Model sa m faktora za prostor verovatnoće z_{it} prikazan je u jednačini 2.2 (Pesaran, 2015):

$$z_{it} = \gamma_{i1}f_{1t} + \gamma_{i2}f_{2t} + \dots + \gamma_{im}f_{mt} + e_{it}, i = 1, 2, \dots, N \quad (\text{A2.1})$$

ili u matičnom obliku:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{\Gamma}\mathbf{f}_t + \mathbf{e}_t \quad (\text{A2.18})$$

gde je $\mathbf{f}_t = (f_{1t}, f_{2t}, \dots, f_{mt})'$, $\mathbf{e}_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{mt})'$, dok je $\mathbf{\Gamma}(\gamma_{ij})$, za $i = (1, 2, \dots, N)$ i $j = (1, 2, \dots, m)$, matrica fiksnih koeficijenata dimenzije $N \times m$, poznata kao matrica faktorskih opterećenja. Zajednički faktori \mathbf{f}_t simultano utiču na sve međusobne jedinice posmatranja, ali sa različitim intezitetom koji je izmeren vektorom $\mathbf{\gamma}_t = (\gamma_{1t}, \gamma_{2t}, \dots, \gamma_{mt})'$. U multifaktorskom modelu, međuzavisnost između jedinica nastaje zbog reakcije jedinica na neki spoljni šok (opaženi ili neopaženi). Prema ovoj specifikaciji, korelacija između dve jedinice skupa ne zavisi od udaljenosti između njih, kao što je slučaj kod prostornih interaktivnih modela (Pesaran, 2015).

Ovde je važno da budu ispunjene dve pretpostavke. Prva je da je vektor \mathbf{f}_t stacionarni kovarijacioni proces sa aritmetičkom sredinom 0, čije se koverijanse mogu sabirati i gde su idiosinkratske greške e_{it} nezavisno raspoređene za svako i, t, t' , tako da je $E(f_{it}^2) = 1$ i $E(f_{it}, f_{l't'}) = 0$ za svako $l \neq l' = 1, 2, \dots, m$. Ova pretpostavka je neophodna, jer nije moguće posebno identifikovati \mathbf{f}_t i $\mathbf{\Gamma}$.

Kod ovog modela, nije čak neophodno da idiosinkratski šokovi e_{it} budu međusobno nekorelisani, već može postojati neka slaba korelacija između njih koja je definisana kao $\mathbf{e}_t = \mathbf{R}\boldsymbol{\varepsilon}_t$, gde je $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})' \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_N)$. U tom slučaju, kovarijansa \mathbf{z}_t koja se može predstaviti kao $E(\mathbf{z}_t\mathbf{z}_t') = \mathbf{\Gamma}\mathbf{\Gamma}' + \mathbf{V}$, gde \mathbf{V} više nije dijagonalna matrica sa elementima σ_i^2 , već je $\mathbf{V} = \mathbf{R}\mathbf{R}'$ i koja zahteva još neka ograničenja zbog identifikacije.

Razlika između slabe i jake unakrsne međuzavisnosti u smislu faktorskih opterećenja, može se predstaviti na sledeći način. Jaka unakrsna međuzavisnost je kada sa rastom N raste i faktorsko opterećenje odnosno to se može predstaviti sledećom jednačinom:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum_{i=1}^N |\gamma_{il}| = K > 0 \quad (\text{A2.3})$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^N |\gamma_{il}| = K < \infty \quad (\text{A2.4})$$

U nastavku je prikazan primer multifaktorskog modela u panelu koji je takođe preuzet iz Pesaran (2015). Polazni model je prikazan u jednačini:

$$y_{it} = \beta x_{it} + u_{it}, u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}, x_{it} = \delta_i f_t + v_{it} \quad (\text{A2.5})$$

pri čemu se pretpostavlja da su ε_{it} , v_{jt} i f_{it} su nezavisno i identično raspoređeni za svako i, j, t, s i t' , tako da $\varepsilon_{it} \sim NIR(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $v_{it} \sim NIR(0, \sigma_v^2)$, $f_t \sim NIR(0, 1)$. Ocena standardnog β koeficijenta u panelu sa konstantnim regresionim parametrima (engl. *pooled panel*) je prikazana u jednačini (A2.6).

$$\sqrt{NT}(\hat{\beta}_p - \beta) = \frac{\frac{1}{\sqrt{NT}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} u_{it}}{\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}^2} \quad (\text{A2.6})$$

Uzimajući u obzir specifikaciju modela iz jednačine (A2.5) i ukoliko se zameni u jednačinu (A2.6), jasno je da način konvergencije $\hat{\beta}_p$ i njegova asimptotska varijansa zavise od faktorske strukture greške modela, čak i ukoliko ne postoji jaka unakrsna korelacija faktorskih opterećenja f_t . Čak i u slučaju da postoji prosotorna zavisnost, matrica varijanse od ocene β koeficijenata zavisi od prirode prostorne zavisnosti koja se mora uzeti u obzir kada se zaključuje o β (Pesaran, 2015).

Prilog A2.4.1b Korigovani metod ONK ocene sredine grupe (CCEMG) – nepristrasne i konzistentne ocene (Pesaran, 2015)

Pesaran (2006) je u svom radu pokazao da je ocena dobijena metodom CCEMG nepristrasna ocena kada $(N, T) \rightarrow \infty$:

$$\sqrt{N}(\hat{\beta}_{CCEMG} - \beta) \rightarrow N(\mathbf{0}, \Sigma_{CCEMG}) \quad (\text{A2.7})$$

gde je $\Sigma_{CCEMG} = \Omega_v$.

Brzina konvergencije $\hat{\beta}_{CCEMG}$ ka β iznosi \sqrt{N} . Međutim, ukoliko bi koeficijenti nagiba bili homogeni odnosno $\Omega_v = \mathbf{0}$ onda bi konvergirali po stopi \sqrt{NT} .

Konzistentna ocena varijanse ocene $Var(\hat{\beta}_{CCEMG})$, se dobija ubacivanjem neparametarske metode ocene:

$$\widehat{Var}(\hat{\beta}_{CCEMG}) = N^{-1} \hat{\Sigma}_{CCEMG} = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_{CCE,i} - \hat{\beta}_{CCEMG})(\hat{\beta}_{CCE,i} - \hat{\beta}_{CCEMG})' \quad (\text{A2.8})$$

Glavna prednost upotrebe neparametarskih metoda ocene $\hat{\Sigma}_{CCEMG}$ je što ne zahteva informaciju o obliku slabo unakrsno zavisnih e_{it} niti podatak o njihovoj autokorelaciji.



Izvor: Proračun autora

Grafikon A2.16 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/I) i stranim direktnim investicijama (SDI/I) po zemljama uključujući i Mađarsku

3 NEPOKRIVENI PARITETI KAMATNIH STOPA U ZEMLJAMA CIE

3.1 Uvod

Kao što je u prethodnom poglavlju disertacije istaknuto, u poslednjih nekoliko decenija, međunarodna finansijska integracija postaje snažnija, a globalni tokovi kapitala postaju sve značajniji. Prema podacima Banke za međunarodna poravnanja³¹ (Lopez & Stracca, 2021), ukupan obim međunarodnih kapitalnih tokova je znatno porastao sa 9% svetskog BDP-a 1990-ih na 22% svetskog BDP-a 2007. godine. Međutim, tokom velike finansijske krize iz 2007. godine, ovi globalni kapitalni tokovi su naglo opali, nakon čega su se kretali u rasponu od 5 do 10% BDP-a, nikada ne dostižući predkrizni nivo. Glavni pokretači međunarodne finansijske integracije su liberalizacija finansijskih tržišta, tehnološki napredak, globalizacija trgovine, investicione mogućnosti, kao i multilateralni sporazumi i institucije.

Globalizacija obuhvata finansijske tokove između razvijenih zemalja, ali i između razvijenih i nerazvijenih zemalja, i u manjoj meri između nerazvijenih zemalja. Međunarodna finansijska integracija podstiče privredni rast zemalja na nekoliko načina. Ona omogućava efikasnije korišćenje raspoloživog kapitala, veću mogućnost ulaganja, širi pristup izvorima finansiranja, što dovodi do bolje alokacije kapitala i rasta produktivnosti preduzeća i sektora (Wolf, 2005). Takođe, olakšava pristup investicionim sredstvima iz drugih zemalja, što podržava razvoj novih projekata, modernizaciju infrastrukture i unapređenje tehnologije, koje dovode do rasta investicija i privrednog rasta. Dodatno, kroz investicije i saradnju sa stranim partnerima, preduzeća mogu steći pristup novim tehnologijama, znanju i stručnosti, što može podstaći inovacije i unaprediti produktivnost. Jedno od ključnih pokretača privrednog rasta je to što finansijska integracija može dovesti do veće konkurencije na tržištu. To može rezultirati nižim kamatnim stopama i povoljnijim uslovima finansiranja. Konačno, finansijska integracija doprinosi i razvoju finansijskog sektora, koji omogućava bolji pristup preduzećima i pojedincima u finansiranju, štednji i upravljanju rizicima.

Mnogi dokazi sugerišu da finansijska otvorenost u zemljama u razvoju podstiče rast, ali to sa sobom nosi i veću ranjivost zemlje na finansijske krize i špekulativne napade (Leblang & Bernhard, 2000). Ekonomije u razvoju su privlačne za investitore zbog visokih stopa prinosa, ali u isto vreme imaju i veliki rizik, zbog često nedovoljno razvijenih institucija, slabijih makroekonomskih performansi, političke nestabilnosti i nestabilnih ekonomskih uslova, što dovodi do povećanja premija na rizik, kako valutnog rizika tako i rizika zemlje. Iako su rizici visoki, ova tržišta su i dalje privlačna stranim investitorima kako za kratkoročne, tako i za dugoročne transakcije (što se vidi po visini stranih direktnih investicija). Kao rezultat toga, vlade u ovim zemljama često uvode ograničenja na transakcije na kapitalnom računu, i implementiraju složene politike vezane za međunarodne tokove kapitala koje se uglavnom odnose na kratkoročne transakcije (špekulativne transakcije).

Veza između deviznog kursa i kamatnih stopa je vrlo važna prilikom donošenja odluka o investicijama i samim tim utiče na međunarodne tokove kapitala. Ako su kamatne stope u jednoj zemlji veće u odnosu na drugu zemlju, to može privući strane investitore da ulažu u tu zemlju. Međutim, prilikom odluke o ulaganju moraju se ukalkulisati i očekivane promene deviznog kursa.

³¹ engl. Bank of International Settlements

Na primer, ukoliko jedna zemlja ima veću kamatnu stopu u odnosu na drugu, ali se očekuje da će njena valuta oslabiti u odnosu na valutu druge zemlje, prinosi na takvo ulaganje mogu biti zanemarljivi, čak i negativni. Jedan od centralnih koncepata u međunarodnoj makroekonomiji, koji uspostavlja vezu između kamatnih stopa i očekivanih promena deviznog kursa je uslov nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (NPKS³²), što je predmet analize ovog dela disertacije. Prema uslovu NPKS, očekuje se da će domaća valuta depresirati (oslabiti) ako je domaća kamatna stopa viša od inostrane kamatne stope, kako bi se izjednačili prinosi na valute sa različitim kamatnim stopama. Ovaj uslov implicira da su prinosi na ulaganja u obveznice različitih zemalja (odnosno valuta) jednaki. Ovo se očekuje, jer ukoliko uslov NPKS nije zadovoljen, investitori bi ulagali u obveznice zemalja gde se očekuje veći prinos, što bi dovelo da izjednačavanja kamatnih pariteta i očekivanih promena deviznih kurseva tj. izjednačavanja prinosa. Međutim, bogata empirijska literatura, koja se uglavnom fokusira na razvijene ekonomije, koristeći stvarne devizne kurseve umesto očekivanih deviznih kurseva, dokumentuje suprotan obrazac: valute sa visokim kamatnim stopama ne depresiraju, već apresiraju u bliskoj budućnosti (1-3 meseca). To implicira da u proseku postoji viši prinos od ulaganja u te valute. U međunarodnoj makroekonomiji ovo je poznato kao zagonetka NPKS. Ovo i nije toliko iznenađujuć rezultat, s obzirom da visoke kamate iniciraju visoke prinose, što privlači inostrani kapital. Sa povećanjem ponude inostranog kapitala, dolazi do apresijacije (jačanja) domaće valute.

Glavni cilj ovog poglavlja je da ekonometrijski identifikuje mogućnosti za ostvarivanje špekulativnih profita u zemljama Centralne i Istočne Evrope putem modeliranja NPKS. Ovom studijom su obuhvaćene samo zemlje u kojima se vodi politika rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa, a to su: Poljska, Češka, Mađarska, Rumunija i Srbija. Na osnovu deskriptivne analize podataka uočavaju se visoke kamatne razlike u ovim zemljama u odnosu na razvijene zemlje (EMU), pogotovu u Srbiji i Rumuniji, čak i uz prilagođavanje za rizik zemlje, što otvara potencijal za špekulativne napade. Stoga se veza između kamatnih pariteta i promena deviznog kursa, analizira primenom ekonometrijskih metoda.

Empirijsko istraživanje koje je sprovedeno u ovom poglavlju predstavlja produbljenu i proširenu analizu iz master teze Rašković (2011)³³. Pored toga što obuhvata duži vremenski period od januara 2003. do decembra 2022. godine, u ovom istraživanju se primenjuju i novi ekonometrijski metodi, zbog čega su i rezultati drugačiji³⁴. Rezultati ispitivanja uslova NPKS samo za Srbiju u periodu od 2005. do 2016. godine objavljeni su u *Ekonomskim analima* (Mladenović & Rašković, 2018). U ovom delu disertacije, istražuju se promene prosečnog mesečnog deviznog kursa zemalja CIE u odnosu na evro i prosečni mesečni kamatni diferencijali na tržištu novca zemalja CIE u odnosu na EURIBOR. U slučaju nekih zemalja (Češke, Rumunije i Srbije), uzorak je skraćen zbog nedostatka podataka. Budući da vremenske serije očekivanog deviznog kursa nisu dostupne, testiramo *ex post* uslov NPKS, koji pretpostavlja racionalna očekivanja, odnosno da su očekivani devizni kursevi jednaki stvarnim. Standardna analiza uslova NPKS (Froot & Thaler, 1990; Chinn & Meredith, 2004; ter Ellen et al., 2013), ne obuhvata premiju na rizik zemlje prilikom analize kamatnih pariteta i promena u deviznom kursu. Međutim, investitori prilikom donošenja odluka, pored visine prinosa, uzimaju u obzir i informacije o potencijalnim rizicima ulaganja. S obzirom da ova disertacija analizira

³² engl. Uncovered interest rate parity (UIP)

³³ „Uncovered interest rate parity condition: Case of CEE countries“ (Rašković, 2011)

³⁴ U odnosu na master tezu „Uncovered interest rate parity condition: Case of CEE countries“ (Jelena Rašković, 2011), gde je korišćen obični VAR model, ovaj deo disertacije obuhvata korišćenje naprednijih ekonometrijskih tehnika i analizira NPKS u dužem vremenskog periodu (master teza je obuhvatila period zaključno sa 2010. godinom a ovaj uzorak se odnosi na period do 2022. godine), zbog čega su i rezultati drugačiji.

uslov NPKS u zemljama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje (EMU), u model je unapred uključena promenljiva rizik zemlje (rizik zemlje od bankrotiranja). Kao pokazatelj rizika zemlje korišćen je indeks obveznica zemalja u razvoju (Emerging Market Bond Index ili EMBI³⁵) za Srbiju, Mađarsku i Poljsku, a CDS (Credit default swap)³⁶ za Češku i Rumuniju. Na osnovu dosadašnjih saznanja, ovo je prvi rad koji *a priori* koriguje kamatne diferencijale premijom za rizik zemlje u zemljama CIE. Nekoliko autora (Rojas-Suárez & Sotelo, 2007; Ferreira, 2009) ističe važnost rizika zemlje za ekonomije u razvoju tako što pronalaze snažnu vezu između rizika od neizvršenja obaveza zemlje i kamatnih stopa.

Ključni ekonometrijski rezultati dobijeni su iz primene metode testiranja kritičnih graničnih vrednosti u okviru linearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (enlg. *Autoregressive distributed lag model* ili skraćeno ARDL), koji su predložili Pesaran & Shin (1999) i Pesaran et al. (2001). Fleksibilnost ovog pristupa sastoji se u tome što se uzimaju u obzir dugoročne veze između vremenskih serija različitog reda integrisanosti (stacionarne i nestacionarne) i mogućnost sagledavanja različite kratkoročne dinamike između promenljivih. Empirijski nalazi potvrđuju postojanje zagonetke kamatnog pariteta u Srbiji i Rumuniji, dok u Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj koeficijenti uz kamatne diferencijale, nisu statistički značajni. S obzirom da je u Srbiji od 2016. godine došlo do zaokreta u vođenju monetarne politike u smislu drastičnog smanjenja fluktuacija deviznog kursa, a od 2019. godine u Srbiji je *de facto* fiksni devizni kurs, za utvrđivanje vremenske promenljivosti uslova NPKS u Srbiji, korišćen je Markovljev model promene režima (*Markov-switching model* ili skraćeno MS model) koji je predložio Hamilton (1989), pretpostavljajući da se oni nasumično menjaju u različitim režimima. Ovakav okvir omogućava ocenjivanje parametara sa periodima različitog nivoa varijabilnosti deviznog kursa. Zagonetka NPKS je potvrđena i tokom visokih i tokom niskih fluktuacija deviznog kursa u Srbiji, s tim što je ona izraženija tokom niskih fluktuacija, dok u periodu fiksnog deviznog kursa nije pronađena značajna veza između kamatnih diferencijala i promene deviznog kursa.

Ovo istraživanje pruža doprinos ekonomskoj literaturi o NPKS u zemljama CIE na različite načine. Prvo, do sada se rizik zemlje *a priori* nije uključivao u model pri oceni NPKS za zemlje CIE. Uključivanje rizika zemlje u model, povećava objašnjavajuću snagu samog modela i pruža pouzdanija ekonomska i statistička zaključivanja. Drugo, primenom različitih ekonometrijskih tehnika vremenskih serija, omogućava dublje razumevanje prirode odnosa između kamatnih pariteta i deviznog kursa. Rezultati ovog istraživanja su relevantni kako sa teorijskog stanovišta, jer testira važenje uslova NPKS, tako i sa stanovišta ekonomske politike, jer pokazuje kako kamatne stope utiču na priliv kapitala i devizni kurs u zemljama CIE.

Ovo poglavlje je organizovano na sledeći način. U odeljku 3.2 daje se pregled teorijskih argumenata u prilog važenja uslova nepokrivenog pariteta kamatnih stopa. U odeljku 3.3 predstavljen je pregled empirijskih istraživanja NPKS. Odeljak 3.4 opisuje uzorak i računa deskriptivne statistike, a odeljak 3.5 ukratko razmatra ekonometrijsku metodologiju za ocenu važenja NPKS. Ekonometrijski rezultati su dati i analizirani u odeljku 3.6. U odeljku 3.7 se rezimiraju dobijeni rezultati i izvode implikacije za ekonomsku politiku.

³⁵EMBI predstavlja razliku između prinosa na međunarodne državne obveznice izdate od strane zemalja u razvoju u nekoj drugoj valuti osim lokalne valute (u dolarima ili eurima) i američkih trezorskih zapisa (T-bills).

³⁶CDS je vrsta ugovora o terminskoj transakciji koja obavezuje prodavca CDS-a da kompenzuje kupca u slučaju nesolventnosti kredita.

3.2 Nepokriveni paritet kamatnih stopa

Paritet kamatnih stopa predstavlja makroekonomski uslov koji proizlazi iz strukture i funkcionisanja globalnih tržišta kapitala i drugih relevantnih tržišta. Ovaj uslov je tesno povezan sa špekulacijom, konceptom finansijske ekonomije, koji se odnosi na ostvarivanje prinosa na razlikama u kamatnim stopama i promenama kursa. Postoje dva uslova pariteta kamatnih stopa: uslov pokrivenog pariteta kamatnih stopa (PPKS) i uslov nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (NPKS).

U ovom poglavlju je prvo predstavljen koncept PPKS, jer se NPKS izvodi iz PPKS. U drugom delu poglavlja temeljno je analiziran uslov NPKS, kao i zagonetka koja je povezana sa ovim uslovom. Uz to, prilikom izvođenja uslova NPKS, detaljno su analizirane različite vrste rizika sa kojima se investitori susreću.

Odnos između kamatnih stopa i terminskog kursa definisan je kao uslov pokrivenog pariteta kamatnih stopa (Levi, 2005). Ovaj uslov proizilazi iz akcija investitora koji se pojavljuju na terminskom deviznom tržištu (engl. forward exchange rate market). Ovo specifično tržište omogućava međunarodnim učesnicima da se, nakon zaključivanja ugovora, ali pre dana isplate, zaštite od rizika promene kursa. Prema njihovom cilju, učesnici na tržištu mogu se podeliti u dve grupe:

1. Hedžeri, koji obuhvataju uvoznike, izvoznike, investitore i zajmoprimce, i nastoje da smanje rizik i povećaju predvidljivost svojih budućih priliva i odliva sredstava. Oni to postižu putem zauzimanja dugih ili kratkih pozicija u stranoj valuti koja će se realizovati u budućnosti. Na taj način, hedžeri danas fiksiraju devizni kurs po kojem će obavljati svoje transakcije u budućnosti.
2. Špekulanti, s druge strane, teže da zauzmu otvorene rizične pozicije, očekujući profite od promena deviznih kurseva ili od potencijalnih razlika između kamatnih diferencijala i deviznih kurseva.

Ovaj pristup tržištu terminskog kursa omogućava učesnicima na međunarodnom finansijskom tržištu da efikasno upravljaju rizicima i ostvare svoje ciljeve u vezi s deviznim kursevima i kamatnim stopama.

U idealnom svetu bez kapitalnih kontrola i transakcionih troškova, u kojem su tržišni učesnici isključivo motivisani profitom, važi uslov PPKS, koji je prikazan u jednačini (3.1):

$$\left(\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \right)_{it} = \frac{F_t}{S_t} \quad (3.1)$$

gde i_t i i_t^* označavaju kamatne stope za vremenski period od t do $t+1$ na domaću i stranu aktivu, S_t je spot (ili trenutni, aktuelni, sadašnji) kurs u trenutku t (cena strane valute izražena u jedinicama domaće valute) i F_t je terminski kurs (ugovoren u trenutku t koji će važiti za isplatu u trenutku $t+1$). U ovom istraživanju koristi se kontinentalna definicija deviznog kursa, bilo da se radi o trenutnom ili terminskom kursu, što znači da je kurs izražen u jedinicama domaće valute za jednu jedinicu strane valute. Stoga, povećanje deviznog kursa se odnosi na slabljenje (depresijaciju) domaće valute u

odnosu na inostranu, a smanjenje označava jačanje (apresijaciju) domaće valute u odnosu na inostranu valutu.

Iz jednačine (3.1), jasno proizlazi da uslov PPKS zahteva da relativna razlika u kamatnim stopama između dve zemlje bude jednaka relativnoj promeni terminskog kursa u odnosu na spot kurs. Drugim rečima, ako su domaće kamatne stope više od inostranih, to znači da će domaća valuta relativno oslabiti (depresirati) u periodu $t+1$ u odnosu na stranu valutu u poređenju sa spot kursom u periodu t . Ovaj uslov je stalno ispunjen, jer učesnici na tržištu teže maksimizaciji profita i neprestano prate odnos ove četiri ključne promenljive. Ukoliko se pojavi bilo kakvo odstupanje, oni preduzimaju akcije kako bi ostvarili bezrizične profite (enlg. *risk-neutral profits*), odnosno postojao bi prostor za arbitražu.

Kako bi se ovo što bolje ilustrovalo, predstavljen je jedan primer. Ukoliko se pretpostavi da su i_0 i i_0^* domaće i strane kamatne stope respektivno i da je $i_0 > i_0^*$ i ukoliko je $\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)_{it} > \frac{F_t}{S_t}$ u trenutku $t = 0$, otvara se prostor za arbitražu i ostvarivanje bezrizičnog profita. U trenutku $t = 0$ investitor pozajmljuje novac iz inostranstva sa nižom kamatnom stopom (i_0^*), konvertuje u domaću valutu po spot kursu S_0 , sklapa terminski ugovor na terminskom tržištu po kursu F_0 (što mu daje pravo da konvertuje domaću valutu u stranu valutu u trenutku $t = 1$) i investira u domaću aktivu po višoj kamatnoj stopi (i_0). Međutim, u trenutku $t = 1$, za svaku jedinicu strane valute uložene u ovu transakciju, investitor bi dobio $S_0(1+i_0)$ do kraja godine, koju konvertuje u stranu valutu po terminskom kursu i otplaćuje zajam u iznosu od $(1 + i_0^*)$. Konačno, u trenutku $t = 1$, u odsustvu transakcionih troškova zarađuje nerizičan profit (P) u iznosu od:

$$P = \frac{S_0 \cdot (1 + i_0)}{F_0} - (1 + i_0^*) \quad (3.2)$$

Dok god je $\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right)_{it} > \frac{F_t}{S_t}$, investitori će nastaviti da deluju na ovaj način na finansijskom tržištu. Kao rezultat toga, ponuda novca u stranoj zemlji će se smanjiti, što će povećati kamatnu stopu i_0^* u toj zemlji. Istovremeno, povećana tražnja za domaćom valutom će smanjiti domaću kamatnu stopu i_0 . Osim toga, veća tražnja za domaćom valutom će smanjiti S_0 (spot kurs), dok će veća tražnja za terminskim ugovorima povećati F_0 (terminski kurs). Ovo znači da će se sve četiri promenljive kretati u pravcu koji će eliminisati bilo kakvu razliku između kamatnih diferencijala i očekivane promene kursa (razlika između spot i terminskog kursa).

Još jedan način da se ilustruje uslov PPKS, je korišćenjem koncepta terminske premije ili terminskog diskonta (jednačina 3.4). Terminska premija ili terminski diskont predstavlja razliku između terminskog kursa i spot kursa neke valute (jednačina 3.3). Ako je $F_t > S_t$, to znači da terminski kurs premašuje spot kurs, odnosno strana valuta ima terminsku premiju (TP) odnosno domaća valuta ima terminski diskont (TD). U skladu sa tim, po terminskom kursu strana valuta vredí više nego po spot kursu, što znači da se očekuje nominalna depresijacija domaće valute. Analogno tome, ako je $F_t < S_t$, to implicira da je terminski kurs niži od spot kursa. U tom slučaju, strana valuta vredí manje po terminskom kursu nego po spot kursu (tj. strana valuta ima terminski diskont, dok domaća valuta ima terminsku premiju), što znači da se očekuje nominalna apresijacija domaće valute.

Ova terminska premija ili diskont pruža uvid u odnos između spot i terminskog kursa i pokazuje očekivanja na tržištu u vezi sa kretanjem valutnih kurseva u budućnosti.

$$TP/TD = \left(\frac{F_t}{S_t} - 1 \right) \cdot 100 \quad (3.3)$$

$$i_t - i_t^* = TP/TD^{37} \quad (3.4)$$

Dakle, prema uslovu PPKS, ako je $i_t > i_t^*$, domaća valuta ima terminski diskont (TD), a strana valuta terminsku premiju (TP). Takođe, ako je $i_t < i_t^*$, domaća valuta ima terminsku premiju, a strana valuta terminski diskont odnosno očekuje se depresijacija domaće valute.

Ovaj uslov PPKS uvek važi između zemalja sličnog nivoa razvijenosti. Međutim, PPKS se ne može primeniti na devizne kurseve tržišta u razvoju u odnosu na razvijene ekonomije, jer zemlje u razvoju nose značajno veći rizik od neizvršenja obaveza u odnosu na razvijene zemlje. Ta razlika u rizicima predstavlja premiju na rizik zemlje. Na primer, razlika između kamatne stope u dinarima u Srbiji i kamatne stope u evrima u Nemačkoj, neće biti jednaka terminskom kursu dinara u odnosu na evro. Ova razlika se mora korigovati za premiju na rizik zemlje jer je Srbija rizičnija zemlja od Nemačke. Zapravo, odgovarajući terminski kurs u Srbiji se određuje na osnovu razlike u kamatnim stopama između dinarskih obveznica i evro obveznica koje emituje Vlada Republike Srbije.

Pod pretpostavkom da bi terminski kurs bio jednak očekivanom budućem kursu ($F_t = S_{t+1}^e$), dolazimo do uslova nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (NPKS) koji bi trebalo da važi u ravnoteži:

$$\left(\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \right)_{it} = \frac{S_{t+1}^e}{S_t} \quad (3.5)$$

gde je S_{t+1}^e očekivani devizni kurs u trenutku $t+1$.

Za razliku od PPKS, NPKS ne obuhvata investitore koji unapred zaključuju ugovore o budućim deviznim kursovima na terminskom tržištu, već se fokusira na investitore koji kupuju stranu aktivu i izlažu se riziku tj. špekulišu da bi njihov potencijalni profit mogao biti narušen neočekivanim promenama kursa.

Ukoliko postoji savršena likvidnost na finansijskim tržištima, bez kapitalnih kontrola, sa minimalnim transakcionim troškovima i jednaka mogućnost svih učesnika za pristup tržištu kapitala i ukoliko sklope terminski ugovor, investitori bi mogli da kroz arbitražu ostvare bezrizične profite (uslov PPKS). Zadužuju se po niskim kamatnim stopama, a zatim plasiraju novac po visokim kamatnim stopama, dok rizik promene deviznog kursa pokrivaju na terminskom deviznom tržištu. Međutim, kod uslova NPKS, investitori su izloženi dodatnom riziku promene kursa, jer nisu zaštićeni ugovorom na terminskom tržištu. Stoga, ukoliko nije zadovoljen uslov PPKS govorimo o bezrizičnoj arbitraži, dok se neispunjenje uslova NPKS odnosi na špekulativne aktivnosti.

Logaritmovanjem jednačine (3.5), dobija se sledeći izraz:

³⁷ $\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} - 1 \approx i_t - i_t^*$, za malo i_t i i_t^*

$$s_{t+1}^e - s_t = i_t - i_t^* \quad (3.6)$$

gde je $\ln(S_{t+1}^e) = s_{t+1}^e$ i $\ln(S_t^e) = s_t^e$, a matematički $\ln(1 + i_t) \approx i_t$ i $\ln(1 + i_t^*) \approx i_t^*$.

Postoji još jedan način izražavanja uslova NPKS, koji je posebno važan za narastajuća tržišta (Pasricha, 2006). U tom slučaju, koristi se logaritamska vrednost terminskog kursa (f_t) kako bi se izračunala razlika između kamatnih stopa:

$$i_t - i_t^* = [(i_t - i_t^*) - (f_t - s_t)] + (f_t - s_{t+1}^e) + (s_{t+1}^e - s_t) \quad (3.7)$$

Preuređivanjem jednačine (3.7), dobija se modifikovana jednačina:

$$(s_{t+1}^e - s_t) = (i_t - i_t^*) - \underbrace{[(i_t - i_t^*) - (f_t - s_t)]}_{\text{Rizik zemlje}} - \underbrace{(f_t - s_{t+1}^e)}_{\text{Valutni rizik}} \quad (3.8)$$

Jednačina (3.8), pored razlike u kamatama sadrži još dva faktora koja koriguju ovu razliku: rizik zemlje i valutni rizik (rizik deviznog kursa).

Kao što je već ranije spomenuto, kada posmatramo dve razvijene zemlje koje imaju podjednak i nizak nivo rizika, uslov PPKS je uvek ispunjen. Međutim, kod zemalja u razvoju postoji značajan rizik koji je povezan sa izdavaocem hartija od vrednosti, poznat kao rizik zemlje.

Valutni rizik (ili rizik deviznog kursa), koji se odnosi na fluktuacije same valute u odnosu na drugu valutu, predstavlja još jednu vrstu rizika na koju treba obratiti pažnju kod uslova NPKS. Fama (1984) ističe da terminski ugovor o deviznom kursu mora uključivati premiju na valutni rizik ($F_t = S_{t+1}^e + RP_t$, gde je RP_t riziko premija). Ovo se u literaturi često navodi kao glavni razlog odbacivanja uslova NPKS, posebno u slučaju razvijenih zemalja (Bacchetta & van Wincoop, 2010; Engel, 1996, 2016).

S obzirom da vremenske serije očekivanih deviznih kurseva često nisu dostupne, pogotovu u zemljama u razvoju, u ovoj disertaciji testiran je *ex post* uslov NPKS koji je prikazan u jednačini (3.9).

$$(s_{t+1} - s_t) = (i_t - i_t^*) - [(i_t - i_t^*) - (f_t - s_t)] - (f_t - s_{t+1}) \quad (3.9)$$

Zamena *ex ante* deviznih kurseva *ex post* deviznim kursovima je posledica čestog nedostatka vremenskih serija o očekivanim promenama deviznog kursa, pogotovu u zemljama u razvoju. Podaci o očekivanim kretanjima deviznih kurseva se obično dobijaju iz sprovedenih anketa ili prikupljanja prognoza od učesnika na tržištu, finansijskih institucija ili ekonomskih stručnjaka.

Konačno, empirijski model koji se analizira u ovom delu disertacije je predstavljen sledećom jednačinom:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \cdot (i_t - i_t^* - RZ_t) + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

gde su α i β parametri koji se ocenjuju, ε_t je greška modela, dok se promenljiva RZ_t odnosi na rizik zemlje.

Valutni rizik je izostavljen iz modela, zbog toga što vremenske serije očekivanih kretanja deviznih kurseva, kao i terminkih kurseva, nisu dostupni za analizirane zemlje CIE u periodu koji je predmet analize. Međutim, rizik zemlje od bankrotiranja je uključen u model, tako što se oduzima od kamatnih diferencijala. Ako je premija na rizik zemlje (RZ) pozitivna, to implicira da je domaća zemlja rizičnija u poređenju sa stranom zemljom, i obrnuto. U većini prethodnih studija (Froot & Thaler, 1990; Bansal & Dahlquist, 2000; Flood & Rose, 2002; Chinn & Meredith, 2004; Bacchetta & van Wincoop, 2010; ter Ellen et al., 2013), rizik zemlje nije bio *a priori* uključen u analizu uslova NPKS.

U empirijskoj literaturi testira se sledeća hipoteza $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$, što znači da se zemlje sa višim kamatnim stopama suočavaju sa depresijacijom valute koja je jednaka razlici u kamatnim stopama. Kao što je u uvodu već najavljeno, ekonometrijske ocene parametra β su često negativne, što se u literaturi opisuje kao zagonetka kamatnih stopa ili zagonetka terminske premije (engl. *forward premium puzzle*).

3.3 Pregled literature

Kao što je napomenuto u prethodnom odeljku, direktno testiranje NPKS, koristeći vremenske serije očekivanih deviznih kurseva, je uglavnom moguće u razvijenim zemljama, dok za većinu zemalja u razvoju, uključujući i zemlje CIE, ti podaci nisu dostupni. Zbog toga, testiranje uslova NPKS je utemeljeno na pretpostavci, da će budući spot kursevi biti približno jednaki očekivanim vrednostima deviznih kurseva u trenutku t ($s_{t-1}^e \approx s_t$), što je u skladu sa teorijom racionalnih očekivanja.

U literaturi se mogu pronaći mnogi radovi koji istražuju uslov NPKS, pri čemu je većina fokusirana na razvijene zemlje. Međutim, empirijski podaci često ne podržavaju hipotezu NPKS što je u literaturi poznato kao zagonetka nepokrivenog pariteta kamatnih stopa (Pasricha, 2006). Empirijski rezultati (Chinn & Meredith, 2004; ter Ellen et al., 2013) ukazuju da je, u kratkom vremenskom periodu (od jedne nedelje do jednog kvartala), pozitivna razlika u kamatama praćena apresijacijom valute, a ne depresijacijom kako to predviđa teorija NPKS. To znači da zemlja sa višom kamatnom stopom ima tendenciju da ima veći očekivani prinos u kratkom roku. Prvi radovi koji su ukazali na odbacivanje uslova NPKS su Fama (1984) i Froot & Thaler (1990).

U nastavku ovog poglavlja, data su potencijalna objašnjenja zagonetke NPKS zajedno sa pregledom literature u razvijenim zemljama, kao i detaljan pregled literature za zemlje u razvoju.

3.3.1 Potencijalna objašnjenja zagonetke NPKS u razvijenim zemljama

Jedno od mogućih objašnjenja zagonetke je povezano sa vremenski promenljivom premijom rizika koje je Engel (1996) predstavio u svom inicijalnom radu, a kasnije potvrdio u radu iz 2006. godine. Naime, u svom istraživanju, Engel (2016) je dokazao, na osnovu Famine regresije³⁸ i modela sa korekcijom vektorske ravnoteže, da se viši rizici javljaju u kratkom roku, a niži u dugom roku, na

³⁸ Famina regresija za testiranje uslova NPKS ima oblik: $s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \cdot (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$

osnovu mesečnih panel podataka za G7 zemlje u odnosu na američki dolar tokom perioda od juna 1979. do oktobra 2009. godine. Premija na rizik se objašnjava prinomom na aktivu. Sličan rezultat su dobili i Bacchetta & van Wincoop (2010) i Valchev (2020), koji su pokazali da odstupanja od NPKS menjaju smer, tj. valute sa visokim kamatnim stopama ostvaruju pozitivne prinose u bliskoj budućnosti zbog početne apresijacije, ali nakon nekog vremena počinju da ostvaruju negativne prinose zbog prevelike depresijacije (zakasneli efekat prebačaja deviznog kursa). Ovo je u literaturi poznato kao zagonetka reverzibilnih suprotnih predviđanja (predictability reversal puzzle). Froot & Frankel (1989) su pokazali da greške u prognoziranju deviznog kursa mogu objasniti zagonetku NPKS, dok su Candian & De Leo (2023) pokazali da greške u prognoziranju mogu objasniti i zagonetku reverzibilnih predviđanja, kao i celokupnu putanju viškova prinosa određene valute. Obe studije koriste samo valute razvijenih zemalja (G7 ili G10) i tvrde da zagonetke proizlaze iz odstupanja od potpune informisanosti i racionalnih očekivanja. Ovaj rezultat je usko povezan sa drugim objašnjenjem koje je prikazano u nastavku teksta.

Drugo objašnjenje zagonetke se zasniva na alternativnim pretpostavkama o formiranju očekivanja o kretanju deviznih kurseva. Većina radova pretpostavlja da se očekivanja o budućem kretanju deviznih kurseva formiraju u skladu sa hipotezom o racionalnim očekivanjima, što znači da razlika između očekivanih deviznih kurseva i kamatnih diferencijala predstavlja beli šum. Međutim, Juselius & Assenmacher (2017) ističu da se većina zagonetke rešava uvođenjem premije na neizvesnost na deviznom tržištu (povezane sa postojanjem upornog jaza u paritetu kupovne moći ili PPP³⁹), što podržava hipotezu o nesavršenim očekivanjima zasnovanim na informacijama umesto na racionalnim očekivanjima. Ovaj nalaz je dobijen primenom kointegriranog vektorskog autoregresionog (VAR) modela na paritetu švajcarskog franka i američkog dolara na mesečnim podacima u periodu od 1973. do 2014. godine. Ter Ellen et al. (2013) testiraju heterogena očekivanja koristeći podatke o očekivanim deviznim kursovima dobijenih anketiranjem učesnika na deviznim tržištima, za četiri devizna kursa (\$/€, \$/£, ¥/€, ¥/\$) u periodu od januara 2003. do februara 2008. godine i pokazuju da kratkoročne (mesečne i tromesečne) pozitivne razlike u kamatnim stopama podstiču trgovinu kamatnim razlikama (carry-trade⁴⁰), dok kod dugoročnih (godišnjih) razlika u kamatama, očekivani devizni kursevi su u skladu sa NPKS. Felcser & Vonnák (2014) koriste strukturni VAR model u tri otvorene privrede (Australiji, Kanadi i Ujedinjenom Kraljevstvu) i na bazi kvartalnih podataka u periodu od 1992. do 2007. godine, pokazuju da neočekivani šokovi koji povećavaju domaće kamatne stope, utiču na apresijaciju deviznog kursa i trgovanje kamatnim razlikama. Slične rezultate su pronašli Brunnermeier et al. (2009). Takođe, prisustvo različitih grupa investitora na tržištu i njihove interakcije mogu biti potencijalni razlog za zagonetku (Bacchetta & van Wincoop, 2010; Froot & Frankel, 1989).

Jedan od razloga pojavljivanja zagonetke su i intervencije centralne banke, pogotovu u zemljama koje imaju visoke stope inflacije. McCallum (1994) proučava intervenciju centralne banke u kontekstu uslova NPKS za tri devizna kursa (\$/DM, \$/£ i \$/¥). On sugerise da empirijska istraživanja NPKS na bazi metoda ONK, dobijaju negativne koeficijente nagiba zbog toga što centralne banke utiču na promene deviznog kursa kontrolisanjem kamatne stope. Na taj način, centralne banke utiču na sve komponente u modelu NPKS: i na razliku u kamatama i na očekivanu

³⁹ Purchasing power parity

⁴⁰ Trgovanje kamatnih razlikama (engl. carry trade) je investiciona strategija koja se najčešće povezuje sa trgovanjem stranim valutama. Investitor pozajmljuje novac u jednoj valuti po niskoj kamatnoj stopi i ulaže u valutu koja ima višu kamatnu stopu, ostvarujući prinos koji je otprilike jednak razlici između ove dve kamatne stope.

depresijaciju. Dodatno, Chinn & Meredith (2004) proširuju *McCallum* model za zemlje G7 uključivanjem inflacije, privredne aktivnosti i intervencije centralne banke. Oni zaključuju da odstupanja od uslova NPKS uglavnom proizlaze iz reakcije centralne banke na šokove deviznog kursa u kratkom roku (1 mesec). Slično tome, Lothian & Wu (2011) koristeći francuski franak i američki dolar u odnosu na funtu, pokazuju da su u periodima visoke inflacije (krajem 1970-ih i tokom 1980-ih) ocene koeficijenata nagiba negativne.

Dodatno, Ismailov & Rossi (2018) u model uvode novi indeks neizvesnosti deviznog kursa, i na uzorku od pet industrijskih zemalja (Kanada, Japan, Evropa, Švajcarska, Ujedinjeno Kraljevstvo), su pokazali da uslov NPKS ne važi tokom perioda visoke neizvesnosti, dok u periodima niske neizvesnosti važi. Teorija NPKS je testirana *ex-ante*, na osnovu mesečnih podataka od novembra 1993. do januara 2015. godine, uzimajući u obzir regresiju u kojoj se konstanta i koeficijent nagiba menjaju tokom vremena.

Neki autori su pokazali da uslov NPKS važi u dugim vremenskim periodima. Lothian (2016) analizira NPKS u izuzetno dugom vremenskom periodu, obuhvatajući preko dva veka, koristeći panel analizu za 16 razvijenih zemalja (Australija, Belgija, Kanada, Danska, Finska, Francuska, Nemačka, Italija, Japan, Holandija, Novi Zeland, Norveška, Španija, Švedska, Švajcarska, Ujedinjeno Kraljevstvo). Ova procena se zasniva na godišnjim dugoročnim prinosima obveznica. Rezultati istraživanja potvrđuju teoriju NPKS koja se podudara sa prethodnom literaturom i nalazima drugih istraživača koji su takođe ispitivali uslov NPKS u dugom roku (Alexius, 2001; Chinn & Meredith, 2004). Alexius (2001) i Chinn & Meredith (2004) su pronašli da se odstupanja od NPKS smanjuju u dužem vremenskom periodu, dužem od godinu dana. Ovo ukazuje na to da se za dugoročne monetarne intervencije smanjuje volatilnost premije rizika i drugih faktora koji mogu uticati na NPKS.

Chaboud & Wright (2005) su sproveli istraživanje koje je otkrilo da zagonetka NPKS nestaje kada se koriste podaci visoke frekvencije. Oni su analizirali promene kursa između kraja jednog dana t i početka narednog dana $t+1$, regresirajući ih na prekonoćne kamatne diferencijale. Rezultati ukazuju da su svi koeficijenti pozitivni i nisu značajno različiti od 1, za sve valute, osim jena. Ovo sugerše da za ekstremno kratke vremenske periode ulaganja, premija na rizik držanja otvorene pozicije gotovo da ne postoji, što znači da se očekuje da će procene nagiba uslova NPKS biti blizu 1.

Istraživanjem empirijske literature o uslovima nepokrivenih pariteta kamatnih stopa u razvijenim zemljama, dolazi se do zaključka da stvarni devizni kursevi uglavnom ne prate ovaj uslov u kratkom roku, ali da prate u dugom roku (godišnji podaci) i vrlo kratkom roku (na dnevnom nivou). Umesto toga, visoke kamatne stope često dovode do jačanja valute, što potvrđuje zagonetku kamatnih pariteta. Ovaj rezultat je posebno izražen u kraćim vremenskim intervalima (od 1 do 3 meseca), dok su odstupanja od NPKS značajno manja u dužim vremenskim periodima (godinu dana). Glavni razlog za ove razlike su značajne premije na rizik koje su izraženije u kraćem vremenskom horizontu nego u dužem, jer su promene kursa volatilnije u kraćim vremenskim intervalima, nego u dužim. Pored rizika, istraživanja su pokazala da intervencije centralnih banaka imaju značajan uticaj na kamatne stope i devizne kurseve, što takođe dovodi do disbalansa u kamatnim paritetima. Takođe je važno napomenuti da su devizni kursevi pod snažnim uticajem očekivanja investitora, koja često nisu racionalna kao što NPKS pretpostavlja. To može biti jedan od razloga reverzibilnih kretanja deviznih kurseva i visoke volatilnosti. Konačno, kretanje deviznog kursa prati značajna neizvesnost, pa su u

periodima visoke neizvesnosti zabeležena veća odstupanja od NPKS u poređenju s periodima niske neizvesnosti.

3.3.2 Zemlje u razvoju

Empirijska istraživanja uslova NPKS za zemlje u razvoju su značajno ređa u odnosu na razvijene zemlje, budući da uslov NPKS važi pod pretpostavkama pune mobilnosti kapitala, niskih transakcionih troškova i neutralnosti rizika (identične aktive u smislu rizika od neizvršenja obaveza). S obzirom da ove pretpostavke nisu zadovoljene u zemljama u razvoju očekuju se veća odstupanja od NPKS. Međutim, ova teorijska očekivanja nisu potkrepljena u većini empirijskih nalaza. Neki autori smatraju da NPKS pre važi u zemljama sa višom stopom inflacije i većom volatilnošću jer su visoke stope inflacije praćene velikom depresijacijom deviznog kursa (efekat preliivanja) i visokim razlikama u kamatama (Bacchetta & van Wincoop, 2010; Flood & Rose, 2002; Bansal & Dahlquist, 2000). Ferreira (2004) pokazuje da intervencije monetarnih vlasti utiču na očekivane devizne kurseve i kamatne diferencijale, što dovodi do istovremene pristrasnosti u razlikama u kamatnim stopama i očekivanih deviznih kurseva. Cavoli & Rajan (2006) analiziraju ovaj fenomen za zemlje istočne Azije od januara 1990. do maja 1997. godine i pokazuju da veliki prilivi kapitala u tim zemljama zanemarljivo utiču na odstupanja od uslova NPKS, što je posledica delimične mobilnosti kapitala i sterilizacije dela tog priliva od strane CB. Takođe, Ito & Chinn (2007), na osnovu panel podataka za 21 industrijsku zemlju (1984-2006), nalaze da otvorenost kapitalnog računa i veći finansijski razvoj smanjuju širok spektar odstupanja, dok veća volatilnost inflacije i veći dohodak po glavi stanovnika povećavaju odstupanja od NPKS.

Najnoviji rad Kalemli-Özcan & Varela (2021), koji ispituje uslov NPKS, na velikom uzorku od 34 zemlje: 12 razvijenih zemalja (uključujući i Evrozonu) i 22 zemlje u razvoju (zemlje Latinske Amerike, Afrike, Azije, ali i 4 zemlje CIE) u periodu od 1996-2018. godine, izvodi nekoliko važnih i novih zaključaka. Ova studija koristi vremenske serije očekivanih deviznih kurseva dobijenih anketnim istraživanjem, ali i *ex post* devizne kurseve. Prvo su pokazali da premija NPKS⁴¹ pokazuje povezanost sa indeksom globalne volatilnosti (engl. *Volatility index* ili skrać. VIX⁴²) za ceo uzorak, dok se samo kod valuta zemalja u razvoju primećuje negativna veza između premije NPKS i priliva kapitala. Što je veći priliv kapitala, ostvaruje se manji višak prinosa na valutu sa višim kamatnim stopama. Dalje, u zemljama u razvoju veza između premije NPKS i VIX se objašnjava kroz povezanost VIX-a sa razlikama u kamatnim stopama, dok kod razvijenih ekonomija, tu vezu objašnjava povezanost VIX-a sa očekivanim promenama deviznog kursa. Ono što je specifično samo za zemlje u razvoju, rizik zemlje meren stepenom neizvesnosti primenjene politike monetarnih vlasti, može objasniti negativnu povezanost premije NPKS sa VIX-om, kamatnim diferencijalom i kapitalnim prilivima specifičnim za zemlju. Dalje, oni su pokazali da kada se koriste vremenske serije očekivanih deviznih kurseva umesto *ex post* deviznih kurseva, ne važi zagonetka reverzibilnog predviđanja koja je potvrđena u Bacchetta & van Wincoop (2010), Valchev (2020) i Engel (2016).

⁴¹ Premija NPKS = $(i_t - i_t^*) - (s_{t+1}^e - s_t)$

⁴² VIX je reprezentativan indeks volatilnosti, koji je kreiran od strane odbora berze opcija u Čikagu. To je indeks koji generiše meru očekivane 30-dnevne konstantne volatilnosti američkog tržišta akcija, dobijene na osnovu prosečnih cena call i put opcija na S&P500 indeksu.

Konačno, Kalemli-Özcan & Varela (2021) su direktno ispitivali uslov NPKS, posebno koristeći podatke o očekivanim deviznim kursovima, a posebno na *ex post* deviznim kursovima. U razvijenim ekonomijama, dobili su jaku pozitivnu vezu (veću od 1) između kamatnih diferencijala i očekivanih promena kursa, što implicira ostvarivanje viška prinosa na valutu koja ima nižu kamatnu stopu. Međutim, kada se umesto očekivanih koriste *ex post* devizni kursevi, ta veza postaje negativna, sugerišući na pojavu zagonetke NPKS, ali statistički nije značajno različita od 0. U zemljama u razvoju, dobijaju se slični i pozitivni statistički značajni koeficijenti i kod očekivanih i kod *ex post* deviznih kurseva, ali su manji od 1. Ova grupa zemalja u razvoju, uključuje i 3 zemlje koje su analizirane u ovom radu: Poljsku, Češku i Rumuniju.

Samo nekoliko radova istražuje stanje NPKS za zemlje Centralne i Istočne Evrope (CIE). U nekima od njih ove zemlje su uključene kao deo šire grupe zemalja u razvoju. Sarmidi & Salleh (2011) su analizirali zemlje Latinske Amerike, azijske zemlje u razvoju i zemlje CIE i na bazi analize panel podataka dobili da postoje manja odstupanja od uslova NPKS u dužem vremenskom periodu (12 meseci) nego za kraće vremenske periode (1 i 3 meseca). Međutim, u svim analizama je potvrđena zagonetka NPKS tj. pozitivne razlike u kamatama praćene su apresijacijom umesto depresijacijom deviznog kursa. Dodatno, u postojećoj literaturi, ispituje se i dinamička priroda uslova NPKS. Upoređujući mesečne podatke, 18 industrijskih zemalja i 25 zemalja u razvoju (uključujući zemlje CIE), koristeći linernu regresiju, Burnside (2014) potvrđuje odbacivanje NPKS za industrijske zemlje više nego za zemlje u razvoju. Iako je profitabilnost trgovine prikazana za obe grupe, dokazano je da premija na rizik objašnjava ostvarene prinose, ali samo u industrijskim zemljama. U narastajućim tržištima, prinosi se uglavnom odnose na visoke razlike u kamatnim stopama. Vasilyev et al. (2017) pokazuju da je uslov NPKS manje narušen u Rusiji nego u drugim privredama u usponu, analizirajući mesečne podatke u periodu od 2001. do 2014. godine, što se objašnjava akumulacijom deviznih rezervi. Pored toga, na osnovu panel podataka 10 razvijenih zemalja i 15 zemalja u razvoju, potvrđeni su rezultati Burnside (2014).

Triandafil & Richter (2012) su istraživali uslov NPKS u pet zemalja CIE (Bugarskoj, Češkoj, Mađarskoj, Poljskoj i Rumuniji), koristeći uopšteni autoregresioni model uslovne heteroskedastičnosti (GARCH⁴³ model) na mesečnim podacima za period od 1997. do 2011. godine. Međutim, njihovi rezultati su odbacili uslov NPKS, što znači da nije bilo usklađenosti između kamatnih stopa i promena deviznih kurseva u tim zemljama. Filipozzi & Staehr (2012) su, s druge strane, primenili kotrljajuće regresije na tromesečnim podacima za istih pet zemalja CIE (Bugarskoj, Češkoj, Mađarskoj, Poljskoj i Rumuniji). Njihovi rezultati su pokazali negativne vrednosti koeficijenata uz kamatne diferencijale za sve zemlje osim za Rumuniju. To znači da je u tim zemljama bila primetna depresijacija deviznih kurseva umesto očekivane apresijacije, potvrđujući zagonetku NPKS.

Jiang et al. (2013) i Cuestas et al. (2015) su sproveli istraživanja koja su proveravala nivo integrisanosti odstupanja od NPKS za različite zemlje. Koristili su mesečne podatke sa tržišta novca za kamatne stope i *ex post* devizne kurseve. Na osnovu autoregresionih modela sa pragom, Jiang et al. (2013) su zaključili da odstupanja od NPKS prate nelinearni stacionarni proces u sedam zemalja CIE (Bugarskoj, Hrvatskoj, Češkoj, Mađarskoj, Poljskoj, Rumuniji i Rusiji). Ovi rezultati su u skladu sa teorijom i ukazuju da postoji dugoročna ravnoteža između kamatnih stopa i deviznih kurseva u tim zemljama. Međutim, za Belorusiju, Letoniju i Makedoniju je utvrđeno da odstupanja od NPKS imaju

⁴³ Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity

jedinični koren, što implicira odbacivanje uslova NPKS. Ovo istraživanje potvrđuje dugoročnu vezu između kamatnih razlika i promena deviznih kurseva za većinu zemalja CIE, ali ne identifikuje smer te veze (da li se javlja zagonetka ili ne). Cuestas et al. (2015) su takođe primenili nekoliko testova jediničnog korena (sa uključivanjem strukturnih lomova) na sličnom uzorku zemalja, i potvrdili stacionarnost sa uključivanjem konstante kao determinističke promenljive.

Si et al. (2017) su pomoću nelinearnog kvantilnog testa jediničnog korena, na uzorku 10 zemalja CIE, zaključili da premija rizika definisana kao razlika očekivane promene kursa i kamatnog diferencijala, predstavlja nelinearni stacionarni proces. Njihovi zaključci, ukazuju da se premija rizika kod šest zemalja CIE (Češkoj, Bugarskoj, Poljskoj, Rumuniji, Mađarskoj i Rusiji) prilagođava ravnotežnim vrednostima NPKS na nelinearan način.

Analizirajući empirijsku literaturu, može se primetiti da većina istraživanja u zemljama u razvoju takođe obuhvata i grupu razvijenih zemalja, upoređujući rezultate dobijene iz tih analiza. Zaključak koji se može izvesti jeste da se i u zemljama u razvoju primećuje negativna veza između kamatnih diferencijala i promena deviznog kursa, što ukazuje na zagonetku pariteta kamatnih stopa. Međutim, iako su zemlje u razvoju izložene znatno većem riziku u poređenju sa razvijenim zemljama, što implicira visoke premije na rizik (pre svega, rizike od neizvršenja obaveza), zbog čega se očekuju veća odstupanja od NPKS nego u razvijenim zemljama, ovo nije potvrđeno empirijskim istraživanjima. U stvari, ova odstupanja često su manja u zemljama u razvoju u poređenju sa razvijenim zemljama. Ovo se može objasniti činjenicom da zemlje u razvoju često imaju slabije makroekonomske performanse, kao što je visoka inflacija, koja dovodi do povećanja kamatnih stopa u tim zemljama i istovremeno do depresijacije deviznog kursa, što je u skladu sa nepokrivenim paritetom kamatnih stopa. Takođe, centralne banke u zemljama u razvoju aktivno intervenišu na deviznom tržištu i tržištu novca, što smanjuje volatilnost premija vezanih za nepokriveni paritet kamatnih stopa. Važno je naglasiti da su neka istraživanja pokazala da se premije nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u zemljama u razvoju mogu objasniti visokim razlikama u kamatnim stopama, dok se u razvijenim zemljama ovo objašnjava odstupanjem od očekivanih promena deviznog kursa. Ovo ukazuje na to da su odstupanja od nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u zemljama u razvoju motivisana rizikom zemlje od neizvršenja obaveza, dok su u razvijenim zemljama motivisana deviznim rizicima (jednačina 3.8).

3.4 Podaci i deskriptivna analiza

Ovaj deo disertacije sadrži analizu uslova NPKS za sledeće zemlje Centralne i Istočne Evrope: Poljsku, Češku, Mađarsku, Rumuniju i Srbiju u odnosu na evrozonu. U ovim zemljama, osim u Srbiji, puna liberalizacija međunarodnih kapitalnih transakcija je izvršena početkom 2000.-ih, kada su Poljska, Mađarska i Češka pristupile Evropskoj uniji (EU) u maju 2004. godine, a Rumunija u januaru 2007. godine. Zajedno sa pristupanjem EU, sva ograničenja na kapitalne transakcije su ukinuta. Srbija je liberalizovala međunarodne kapitalne transakcije 2006. godine, donošenjem zakona o deviznom poslovanju koji je omogućio slobodno kretanje kapitala i otvorio tržište za strane investicije. Ova liberalizacija je bila deo šireg procesa ekonomskih reformi i prilagođavanja Srbije međunarodnim standardima i zahtevima EU. Veoma je interesantno analizirati Srbiju u grupi ovih zemalja CIE, s obzirom da Srbija još uvek nije deo EU. Ostale zemlje Centralne i Istočne Evrope nisu razmatrane,

zbog toga što neke od njih nisu relevantne za studiju jer imaju određeni režim fiksnog deviznog kursa, dok neke zemlje nisu bile predmet ove analize zbog nedostupnosti podataka.

Ovo istraživanje se zasniva na prosečnim kamatnim stopama na tržištu novca na mesečnom nivou i prosečnim mesečnim promenama deviznog kursa, s obzirom na to da veći deo arbitraže obavljaju finansijske institucije, a ne individualni investitori. Devizni kursevi su prosečni mesečni bilateralni nominalni devizni kursevi između poljskog zlota, mađarske forinte, češke krune, rumunskog leja i srpskog dinara u odnosu na evro. Devizni kursevi su predstavljeni prosečnom mesečnom cenom evra izraženim u jedinicama lokalne valute. To znači da rast deviznog kursa implicira depresijaciju lokalne valute u odnosu na evro, a pad apresijaciju lokalne valute. Kao mera kamatne stope korišćene su kamatne stope sa tržišta novca ovih 5 zemalja CIE (i) i EURIBOR (i^*) za Evrozonu. Što se tiče domaćih kamatnih stopa (i), u pitanju su kamatne stope sa rokom dospeća od jednog meseca, koje se utvrđuju na međubankarskom tržištu zemlje. Računaju se kao aritmetička sredina kamatnih stopa po kojima poslovne banke jedne zemlje međusobno nude pozajmice u lokalnoj valuti (npr. u Srbiji je to BELIBOR, u Poljskoj WIBOR itd). EURIBOR je takođe kamatna stopa koja se formira na međubankarskom tržištu na kome najveće evropske banke međusobno pozajmljuju sredstva. Svi podaci su preuzeti sa veb sajta centralnih banaka zemalja i iz baze podataka Eurostata.

Ova analiza se temelji na nominalnim kamatnim stopama i nominalnim promenama deviznog kursa. Nominalne kamatne stope su približno jednake zbiru inflacije i realnih kamatnih stopa, pa se veliki deo razlike u nominalnim kamatnim stopama može pripisati razlici u stopama inflacije između zemalja CIE i evrozone. Ovo je posebno značajno za Srbiju, koja je većim delom posmatranog perioda imala značajno višu inflaciju u poređenju sa evrozonom. Takođe, promene u nominalnom kursu delimično zavise od razlika između domaće i strane inflacije što je u skladu sa teorijom relativnog pariteta kupovne moći. EMBI (*Emerging Market Bond Index*) se koristi kao aproksimacija za merenje rizika zemlje za Poljsku, Mađarsku i Srbiju, dok se za Češku i Rumuniju koristi kreditni svop (*Credit default swap* ili skrać. CDS) odnosno kreditni derivat koji se koristi kao zaštita od kreditnog rizika. EMBI predstavlja razliku između prinosa međunarodnih državnih obveznica izdatih od strane zemalja u razvoju u dolarima ili evrima i prinosa američkih državnih obveznica. CDS je vrsta ugovora koji obavezuje prodavca kreditnog svopa da obešteti kupca u slučaju nesolventnosti kredita/obveznice. On ne meri rizik kapitalnih kontrola i rizike nesolventnosti (rizik zemlje) u lokalnoj valuti, već numerički predstavlja kako tržište u celini percipira rizik vezan za zemlju u razvoju. Ovi podaci su preuzeti iz baze podataka *Reuters*.

Vremenski raspon uzorka je odabran u skladu sa dostupnošću podataka za svaku zemlju i prikazan je u tabeli 3.1.

Tabela 3.1 Uzorak, promenljive i izvori podataka

Zemlja	Period posmatranja	Promenljive			Izvori podataka
		i_t	i_t^*	$s_t - s_{t-1}$	
Poljska	2003M01 – 2022M11	WIBOR 1m	EURIBOR 1m	Zloty vs. EUR	CB Poljske
Češka	2004M10 – 2022M11	PRIBOR 1m	EURIBOR 1m	Kruna vs. EUR	CB Češke
Mađarska	2003M01 – 2022M11	BUBOR 1m	EURIBOR 1m	Forint vs. EUR	CB Mađarske
Rumunija	2004M01 – 2022M11	ROBOR 1m	EURIBOR 1m	Lei vs. EUR	CB Rumunije
Srbija	2005M09 – 2022M11	BELIBOR 1m	EURIBOR 1m	RSD vs. EUR	CB Srbije

Kretanja deviznog kursa, razlike u kamatnim stopama, kao i EMBI i CDS, prikazani su na grafikonima 3.1-3.3.

Grafikon 3.1 prikazuje kretanje prosečenih mesečnih deviznih kurseva zlota, krune, forinte, leja i dinara u odnosu na evro. Sve valute su postepeno nominalno jačale do početka globalne finansijske krize koja se desila 2008. godine (osim Mađarske), pre svega zbog sposobnosti da privuku velike količine inostranog kapitala (prvenstveno SDI). Mađarska forinta tokom celog analiziranog perioda ima trend depresijacije. Ovaj trend u Mađarskoj, može biti uzrokovan sa nekoliko faktora. Prvo, za razliku od Poljske i Češke, Mađarska je posle krize imala visoke stope inflacije i volatilnosti (tabela A3.1 u prilogu), takođe je imala nagli pad neto finansijskog računa (grafikon A3.2 u prilogu), što ukazuje na bekstvo kapitala iz zemlje i dovodi do deprecijacije njene valute. Dodatno, mađarske monetarne vlasti su često intervenisale na deviznom tržištu, dok su ove intervencije u Češkoj i Poljskoj bile zanemarljive. Mađarska je poznata po politici rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa, postepeno dozvoljavajući depresijaciju radi podsticanja izvoza.

U Srbiji, pred svetsku finansijsku krizu, uočava se blagi trend jačanja nominalnog deviznog kursa, nastao, pre svega kao rezultat visokih priliva kapitala u zemlju (tabela A3.2 i grafikon A3.2 u prilogu). Nominalna apresijacija dinara je blaža nego u ostalim zemljama, jer je Srbija tada imala i visoke stope inflacije što je prikazano u tabeli A3.1 u prilogu (u 2005. godini inflacija je bila oko 16%, 2006. 11%), pa je to uticalo na snažnu apresijaciju realnog deviznog kursa, a samim tim i na pogoršanje spoljnotrgovinskog bilansa (grafikon A3.1 u prilogu).

U periodu svetske finansijske krize, svih pet valuta su oštro depresirale od druge polovine 2008. godine do početka 2009. godine, zbog naglog zaustavljanja priliva kapitala (engl. sudden stop), budući da su ove ekonomije bile visoko zavisne od inostranog finansiranja (kroz kredite i SDI). Poljski zlot je bio najviše pogođena valuta, i depresirao je za otprilike 40% od jula 2008. do februara 2009. godine. Forinta je depresirala skoro 30% u istom periodu, dok su lej i kruna depresirali za 20%. Srbija je takođe doživela oštru depresijaciju tokom finansijske krize od oko 25% za ovih šest meseci. Pored toga, i realni devizni kurs je depresirao u svim zemljama CIE, uprkos visokim stopama inflacije (grafikon A3.3 u prilogu).

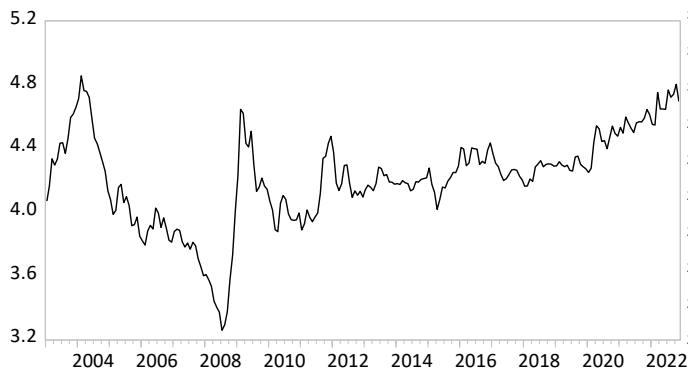
Nakon globalne finansijske krize, koja je proizvela niz negativnih implikacija, poput smanjenja potrošnje, rasta zaduženosti građana i privrede i povećanja nezaposlenosti, tržište je počelo polako da se stabilizuje. Naime, nakon krize, došlo je do postepenog pada inflacije u svim zemljama, osim u Srbiji u kojoj je ona opadala tokom 2009. i 2010. godine, da bi opet porasla 2011. godine (tabela A3.1 u prilogu). Nakon smirivanja inflatornih pritisaka, zbog pada agregatne tražnje došlo je i do smanjenja deficita u trgovinskom i tekućem deficitu, rasta domaće štednje, odnosno smanjenje zavisnosti od stranog kapitala, što je sve povećalo dugoročnu održivost ekonomskog rasta ovih zemalja, a samim tim i manjih fluktuacija deviznih kurseva. Poljski zlot, je nastavio sa blagim trendom nominalne depresijacije, pre svega zbog opadanja priliva kapitala u zemlju (i kroz SDI i kroz pozajmljivanje), koja se ubrzava pred kraj perioda zbog porasta inflacije (tabela A3.2 u prilogu). Češka kruna je, nakon krize, nastavila sa trendom nominalne apresijacije, uz kratke periode depresijacije: 2013. zbog negativnog salda na finansijskom računu i deficita na tekućem računu (grafikoni A3.1 i A3.2) i 2021. kao posledica rasta inflacije (tabela A3.1). Mađarska nastavlja svoj

trend depresijacije, koja je znatno ubrzana pred kraj perioda, zbog energetske krize koja je uticala na ubrzani rast opšteg nivoa cena. Rumunski lej, blago nominalno depresira tokom celog perioda nakon krize, pa od 2021. godine stagnira. U Srbiji, nakon krize, dinar ima oštar trend depresijacije, pre svega, zbog naglog smanjenja priliva stranog kapitala u uslovima visokih deficita u tekućem bilansu, što se prelilo i na vrlo visoke stope inflacije koje su dugo perzistirale nakon krize u odnosu na druge zemlje CIE, ali samo do 2017. godine. Od 2017. godine, centralna banka počinje *de facto* da primenjuje politiku fiksnog deviznog kursa.

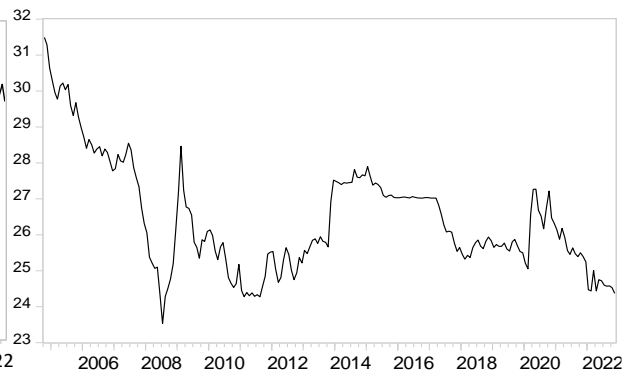
Zajedničko za sve zemlje, je što pred kraj analiziranog perioda, počev od 2021. godine, počinju da se suočavaju sa rastućom inflacijom koja je proistekla iz ekspanzivne fiskalne i monetarne politike u prethodnom periodu, prekida u lancima snabdevanja i energetske krize izazvane ratnim konfliktom između Rusije i Ukrajine. Prosečan nivo cena u analiziranim zemljama je u 2022. godini povećan za približno 15% (tabela A3.1 u prilogu). U tom periodu, Srbija je imala najnižu inflaciju od 12%, zbog subvencionisanja cena energenata od strane države.

Za razliku od ostalih zemalja CIE, kada je sa rastom inflacije 2021. godine, došlo i do pojačane nominalne depresijacije njihovih valuta, u Srbiji i Rumuniji nominalni devizni kurs stagnira. Jedan od glavnih razloga je pojačana intervencija centralnih banaka na deviznom tržištu. Kao što je već rečeno, Srbija od 2018. godine *de facto* vodi politiku fiksnog deviznog kursa, a nešto slabije fluktuacije su zabeležene i kod rumunskog leja pred kraj perioda posmatranja. Takođe, Srbija poslednjih godina, uspeva da privuče i značajne SDI (preko 7% BDP-a u poslednje 4 godine, tabela A3.2 u prilogu), što takođe utiče na ublažavanje pritisaka na nominalnu depresijaciju dinara.

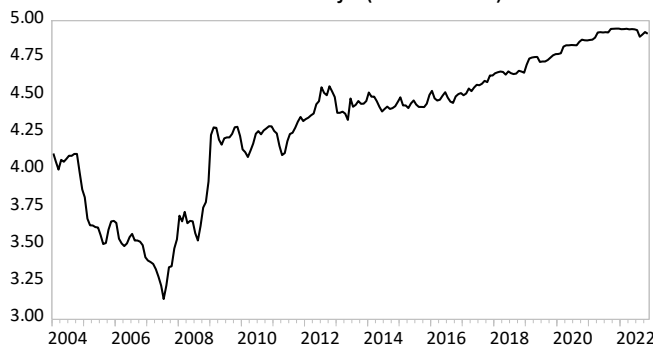
Poljska (Zloty vs. EUR)



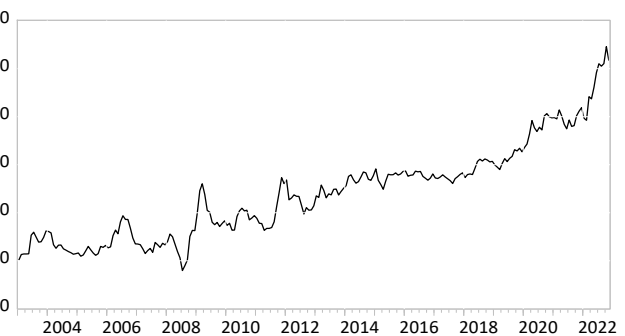
Češka (Koruna vs. EUR)



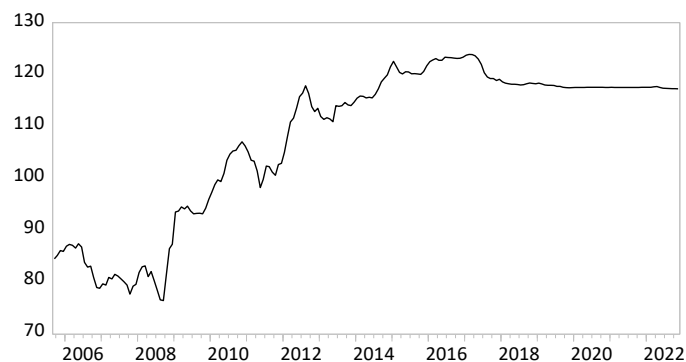
Rumunija (LEI vs. EUR)



Mađarska (Forint vs. EUR)



Srbija (RSD vs. EUR)



Napomena: Rast označava depresijaciju valute, a pad apresijaciju

Izvor: Centralne banke zemalja

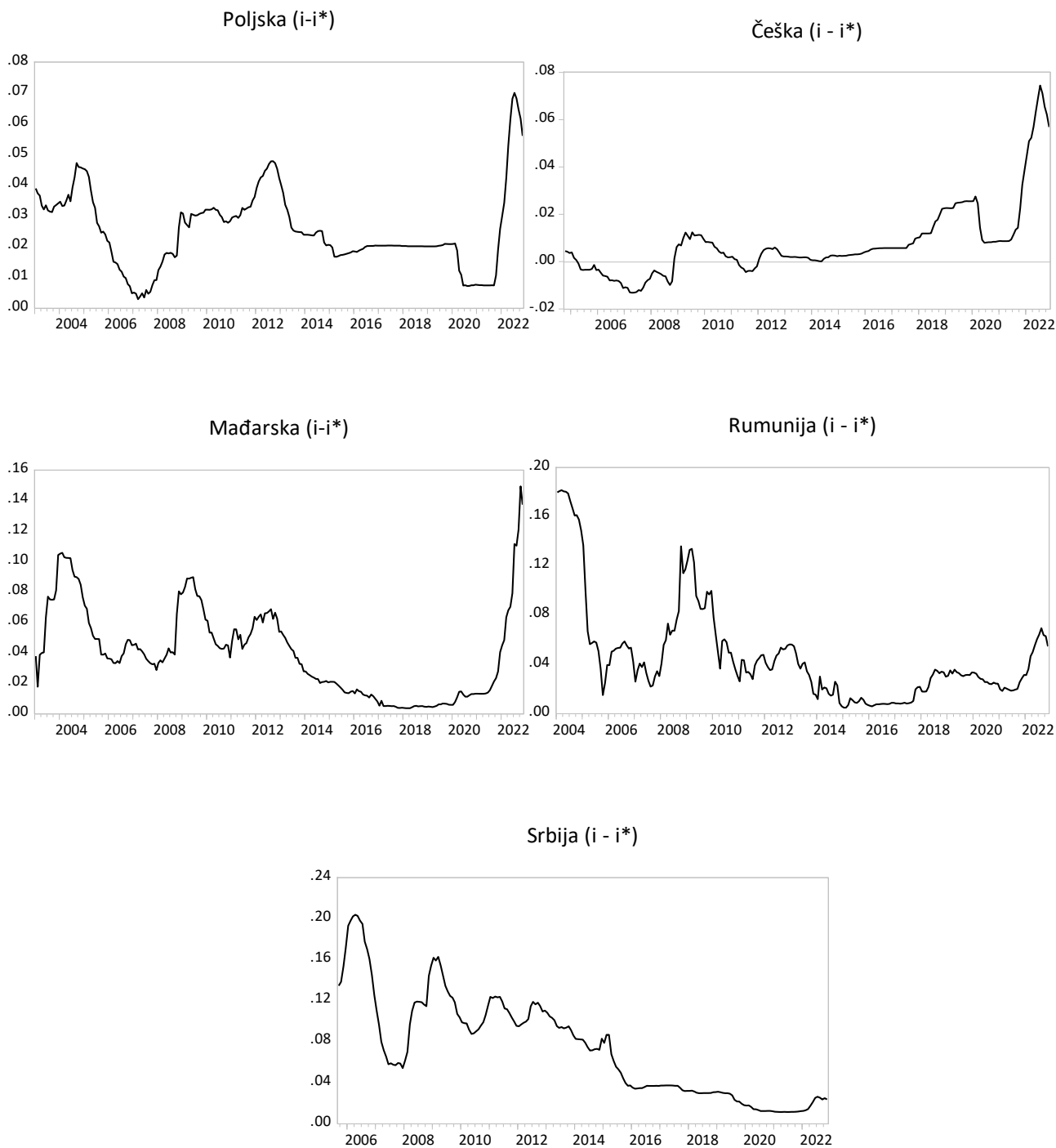
Grafikon 3.1 Kretanje nominalnog deviznog kursa (mesečni proseki) u zemljama CIE prema evru

Grafikon 3.2 ukazuje da su sve zemlje imale pozitivne kamatne diferencijale tokom celog analiziranog perioda, osim Češke, gde su, kamatni diferencijali sve do 2012. godine (osim u periodu krize) bili negativni ili blizu 0. To znači da su jednomesečne kamatne stope na međubankarskom tržištu bile niže u Češkoj nego jednomesečni EURIBOR. Rezultat za ove preostale četiri zemlje je u skladu sa opštim trendom prilično visokih kamatnih diferencijala u zemljama u razvoju. Primećuje

se da Srbija i Rumunija imaju najviše kamatne diferencijale, koji su dostigli vrhunac 2005. godine u Srbiji (20%), a 2004. godine u Rumuniji (18%), što odgovara visokim stopama inflacije u to vreme (tabela A3.1 u prilogu). Mađarska takođe beleži visok kamatni diferencijal početkom analiziranog vremenskog perioda (10%) iz istog razloga. Čini se da Poljska i Češka imaju gotovo identično kretanje kamatnih diferencijala tokom vremena, s tim što Poljska beleži nešto više kamatne razlike.

Od početka svetske finansijske krize, krajem 2008. godine, kamatni diferencijali imaju trend rasta u svih pet zemalja CIE (grafikon 3.2). Zapadna Evropa je prva bila pogođena globalnom finansijskom krizom već 2007. godine, dok su zemlje CIE osetile njen uticaj nešto kasnije, tek u trećem kvartalu 2008. godine (IMF, 2015). Zbog toga su zemlje Zapadne Evrope mnogo ranije u odnosu na zemlje CIE smanjile kamatne stope kako bi stimulisale ekonomiju i ublažile negativne efekte krize, što je dovelo do povećanja kamatnih diferencijala u zemljama CIE u odnosu zapadne zemlje. Kao rezultat ekspanzivne politike ECB, EURIBOR je opao sa skoro 5% u oktobru 2008. godine na manje od 1% u maju 2009. godine. Zemlje CIE nisu smanjivale kamatne stope, jer su bile suočene sa snažnim depresionim pritiscima (grafikon 3.1) i visokom inflacijom (tabela A3.1 u prilogu). Smanjivanje kamatnih stopa u takvim okolnostima bi još više pojačalo depresijaciju i inflaciju. Međutim nakon 2009. godine, kada je inflacija počela da opada, i zbog stimulisanja ekonomije da izađu iz krize, ove zemlje su postepeno smanjivale svoje kamatne stope, što je dovelo do smanjenja kamatnih diferencijala. Trend opadanja kamatnih diferencijala koji je trajao do 2021. godine, prekinut je zbog posledica rasta inflacije od sredine 2021. godine na koju su Centralne banke u zemljama CIE regovale povećanjem kamatne stope pre ECB. Tokom 2021. i 2022. godine, sve zemlje CIE su drastično povećale kamatne stope kao odgovor na rastuću inflaciju koja je proistekla iz svetske energetske krize, kao i ekspanzivne fiskalne i monetarne politike u prethodnom periodu. To je rezultat tendencije centralnih banaka da suzbiju inflaciju putem povećanja referentne kamatne stope koja direktno utiče na kamatne stope na novčanom tržištu, a potom i na agregatnu tražnju. Poljska, Češka i Rumunija su sredinom 2022. godine dostigle kamatne diferencijale od oko 7%, a Mađarska čak 14%. Ovako visoki kamatni diferencijali su posledica kašnjenja ECB u podizanju kamatnih stopa kako u odnosu na zemlje CIE tako i u odnosu na druge velike CB, zbog različite pozicije zemalja i složenog načina odlučivanja u okviru nje. Narodna banka Srbije je sa velikim zakašnjenjem počela da podiže referentnu kamatnu stopu (tek sredinom 2022. godine), tako da je kamatni diferencijal u Srbiji u istom periodu bio samo 2,5%. Zbog toga, se u Srbiji očekuje da će inflacija perzistirati u dužem vremenskom periodu u odnosu na ostale zemlje CIE.

Među svim analiziranim zemljama CIE, Srbija je imala najviše kamatne diferencijale tokom celog posmatranog perioda, sve do 2016. godine (oko 8%). Pored Srbije, i Rumunija i Mađarska su beležile prilično visoke kamatne diferencijale, dok su Poljska i Češka imale niže kamatne diferencijale.

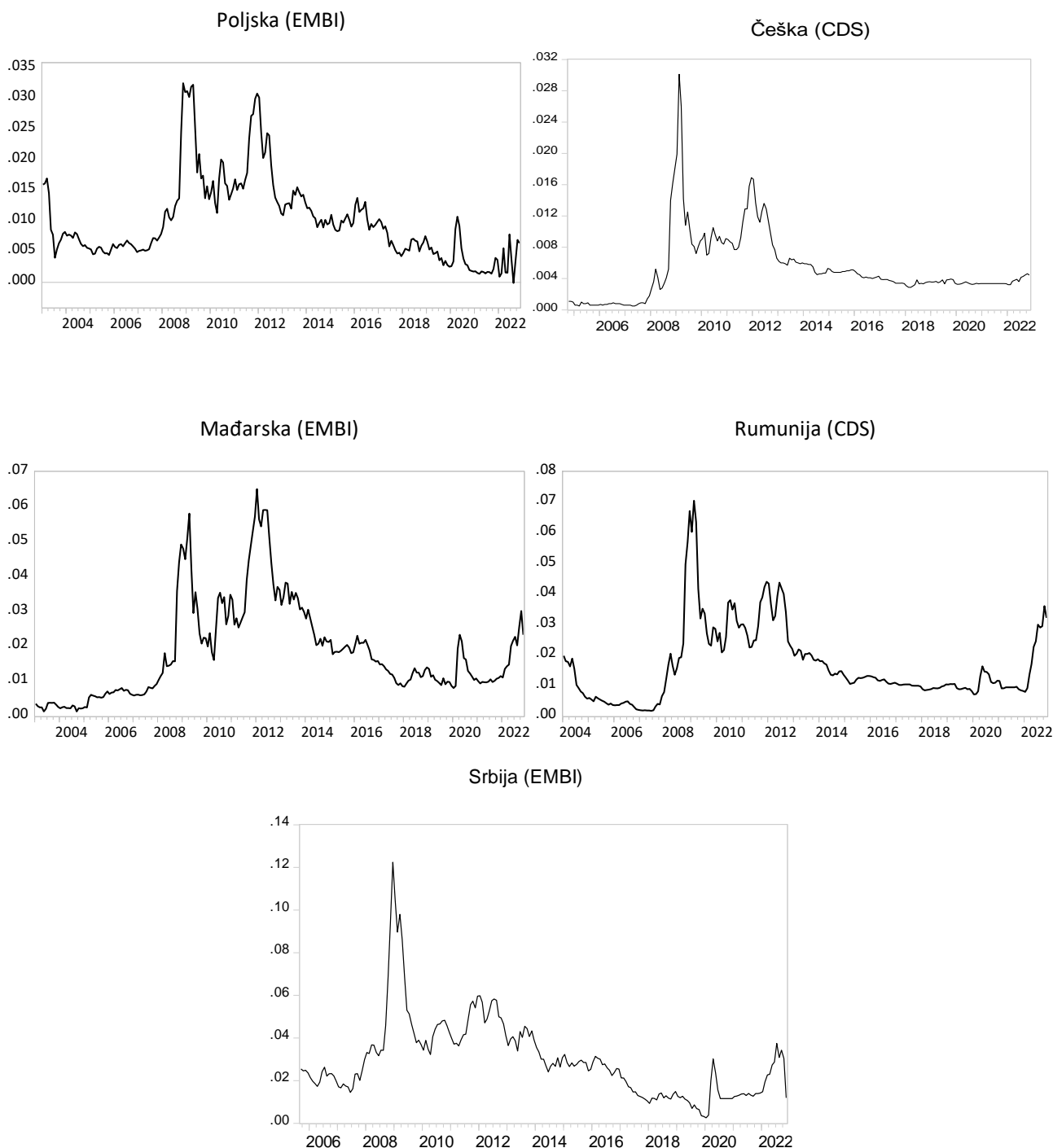


Napomena: i se odnosi na jednomesečnu kamatnu stopu na tržištu novca (npr. BELIBOR), a i^* na jednomesečni EURIBOR
Izvor: Proračun autora, Centralne banke zemalja

Grafikon 3.2 Razlike u kamatnim stopama u zemljama CIE u odnosu na EMU (procentni poeni podeljeni sa 100)

Grafikon 3.3 prikazuje kretanje rizika zemlje od neizvršenja obaveza (EMBI indeksa i CDS). Kao što se očekuje, prosečan rizik je u prvih pet godina posmatranog perioda veći nego u poslednjih pet godina. U skladu sa globalnom finansijskom krizom i zbog navedene zavisnosti od stranog kapitala, rizici svih zemalja su se izuzetno povećali 2008. godine, da bi se nakon toga postepeno

stabilizovali. Sa izbijanjem energetske krize i sa rastom opšteg nivoa cena, povećavaju se i rizici svih zemalja počev od 2021. godine. Ovaj skok pri kraju perioda nastao kao posledica rusko-ukrajinskog sukoba je verovatno privremen. Primećuje se da je Češka najmanje rizična zemlja (rizik zemlje joj je blizu nule osim za vreme finansijske krize), a najrizičnija je Srbija, dok za njom slede Rumunija i Mađarska.



Izvor: Reuters

Grafikon 3.3 Kretanje EMBI indeksa i CDS (kao mere rizika zemlje)

U tabeli 3.2 prikazana je deskriptivna statistička analiza vremenskih serija u okviru modela neprokićenih kamatnih pariteta. U prvoj koloni, se istražuju promene nominalnog deviznog kursa. Primećuje se da sve valute iskazuju trend depresijacije, s obzirom da su prosečne promene kursa u svim zemljama pozitivne, osim u Češkoj, gde je zabeležen trend apresijacije valute. U trećem kvartalu 2008. godine, tokom finansijske krize koja je pogodila ove zemlje, zabeležene su maksimalne vrednosti depresijacije kursa u svim zemljama. Što se tiče kamatnih diferencijala, možemo zaključiti da se u svim zemljama mogu pronaći značajne razlike u prinosima u korist zemalja CIE u odnosu na Evrozonu, osim u Češkoj gde je ta razlika zanemarljiva (niža od 1 procentnog poena). Najveći kamatni diferencijal zabeležen je u Srbiji u aprilu 2006. godine i iznosio je 20% dok je najniži kamatni diferencijal registrovan u Češkoj u aprilu 2007. godine. Kada je reč o merama rizika zemlje (EMBI i CDS), primećuje se da su maksimalni rizici zabeleženi tokom globalne finansijske krize, pri čemu su najviše vrednosti registrovane u Srbiji. Važno je napomenuti da nominalni kamatni diferencijali ostaju visoki čak i nakon uključivanja rizika zemlje.

Primetno je da je Srbija tokom celog posmatranog perioda imala izuzetno privlačne kamatne stope, čak i kada se uzme u obzir rizik zemlje, što je moglo privući špekulante koji se bave trgovanjem kamatnim razlikama (*carry trade*). Prosečna razlika u kamatnim stopama, prilagođena riziku zemlje, iznosila je 4,38%, sa rasponom od -1,61% do čak 18,68%. Pored Srbije, Rumunija je beležila prosečne kamatne diferencijale od 2,94%, sa rasponom od -0,81% do 16,45%. Ove visoke kamatne stope su prevladavale u prvom delu posmatranog perioda, što je rezultiralo privlačenjem značajnih inostranih investicija, kako putem stranih direktnih investicija (SDI), tako i putem uzimanja kredita. Mađarska je takođe zabeležila solidne kamatne diferencijale, dok su Poljska i Češka imale niske kamatne diferencijale tokom celog posmatranog perioda (1,52% i 0,23% respektivno).

Tabela 3.2 Deskriptivna statistička analiza vremenskih serija koje se ispituju

Promenljive	$s_t - s_{t-1}$ ¹ mesečne promene	$i_t - i_t^{*2}$	Rizik zemlje ³ (EMBI, CDS)	$i_t - i_t^* - RZ_t$
Poljska				
Aritmetička sredina	0,08%	2,52%	1,00%	1,52%
Maksimum	9,85%	7,01%	3,25%	6,85%
Minimum	-4,70%	0,29%	-0,02%	-0,73%
SD	1,90%	1,28%	0,68%	1,28%
Češka				
Aritmetička sredina	-0,11%	0,75%	0,53%	0,23%
Maksimum	6,08%	7,45%	3,01%	7,03%
Minimum	-4,32%	-1,32%	0,05%	-2,33%
SD	1,33%	1,55%	0,43%	1,61%
Mađarska				
Aritmetička sredina	0,24%	4,00%	1,85%	2,15%
Maksimum	8,09%	14,95%	6,50%	11,94%
Minimum	-5,42%	0,36%	0,14%	-0,98%
SD	1,84%	2,97%	1,38%	2,97%
Rumunija				
Aritmetička sredina	0,09%	4,62%	1,67%	2,94%
Maksimum	7,97%	18,18%	7,05%	16,45%
Minimum	-3,76%	0,46%	0,18%	-0,81%
SD	1,25%	4,00%	1,26%	3,77%
Srbija				
Aritmetička sredina	0,17%	7,36%	2,98%	4,38%
Maksimum	7,11%	20,41%	12,24%	18,68%
Minimum	-3,42%	1,13%	0,26%	-1,61%
SD	1,26%	4,98%	1,86%	4,18%

¹ Pozitivne vrednosti se odnose na depresijaciju lokalne valute u odnosu na evro, a negativne na apresijaciju. Ovo su logaritmovane vrednosti deviznih kurseva kao što je definisano u jednačini (3.6).

² Ovo se odnosi na kamatne stope koje su izražene na godišnjem nivou za period ulaganja od mesec dana (1m međbankarske kamatne stope). Dakle, da bi bile uporedive sa mesečnom promenom kursa, oni se dele sa 12.

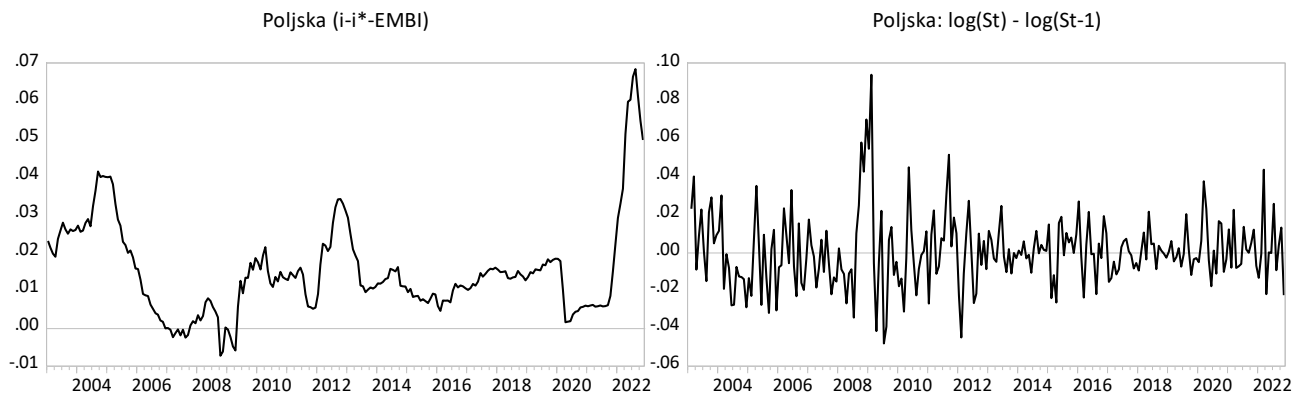
³ EMBI se koristi u Poljskoj, Mađarskoj i Srbiji, a CDS u Češkoj i Rumuniji.

Izvor: Proračun autora, Centralne banke zemalja

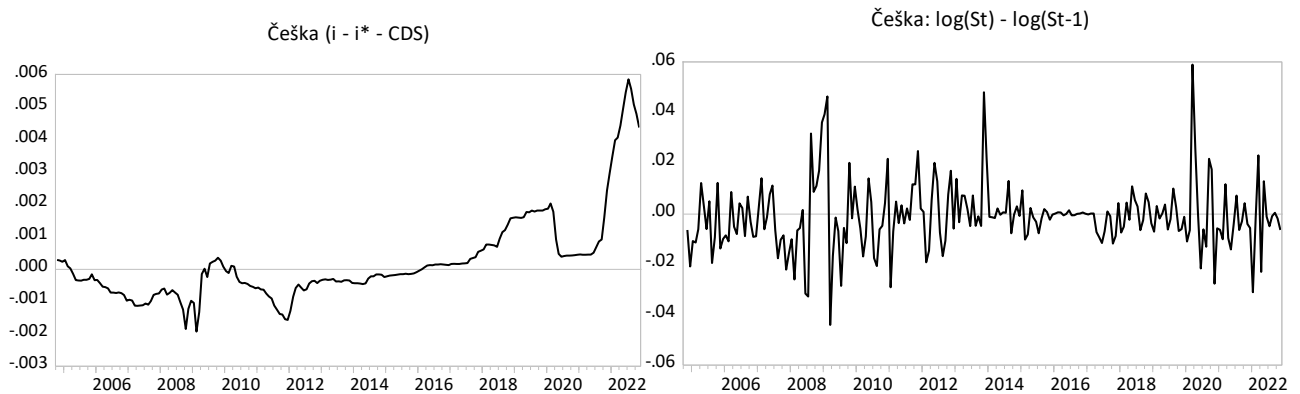
Na grafikonu 3.4, dat je pregled *ex post* promena deviznog kursa (logaritmovani podaci) i kamatnih diferencijala korigovanih za rizik zemlje svedenih na mesečni nivo. U svim zemljama, koeficijenti korelacije su negativni, što potencijalno ukazuje da u ovim zemljama važi zagonetka NPKS. Najveći koeficijent korelacije zabeležen je u Rumuniji od -0,18, a najniži u Češkoj koji je približno 0. Srbija ima koeficijent korelacije od -0,10 (pre fiksiranja kursa taj koeficijent je bio -0,24), Poljska -0,06, a Mađarska -0,05. Međutim, na grafikonu se jasno vidi da dinar nema nikakvu fluktuaciju od 2019. godine, što je posledica vođenja politike fiksnog deviznog kursa, dok su u toku

2018. godine zabeležene vrlo male fluktuacije. U periodu od 2005. do 2017. godine, koeficijent korelacije promene deviznog kursa i kamatnih diferencijala korigovanih za rizik zemlje u Srbiji, iznosio je čak -0,24.

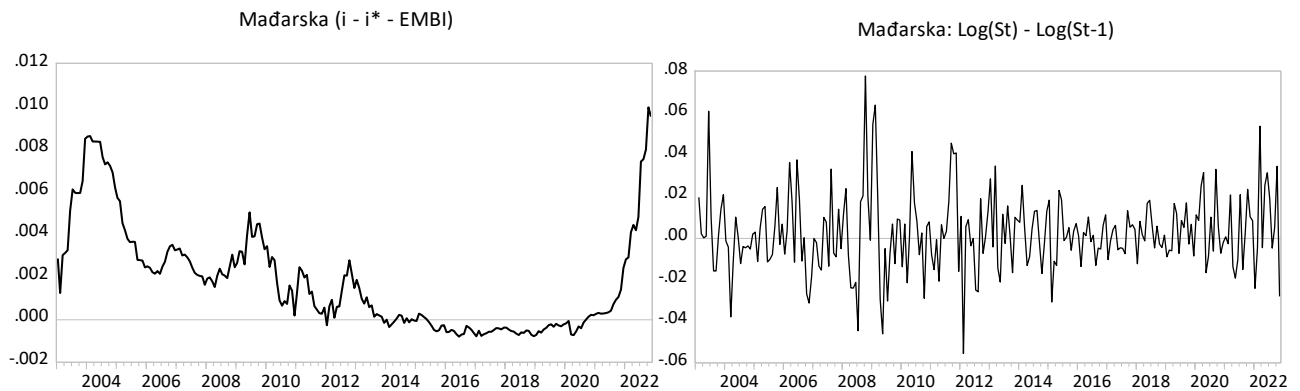
POLJSKA



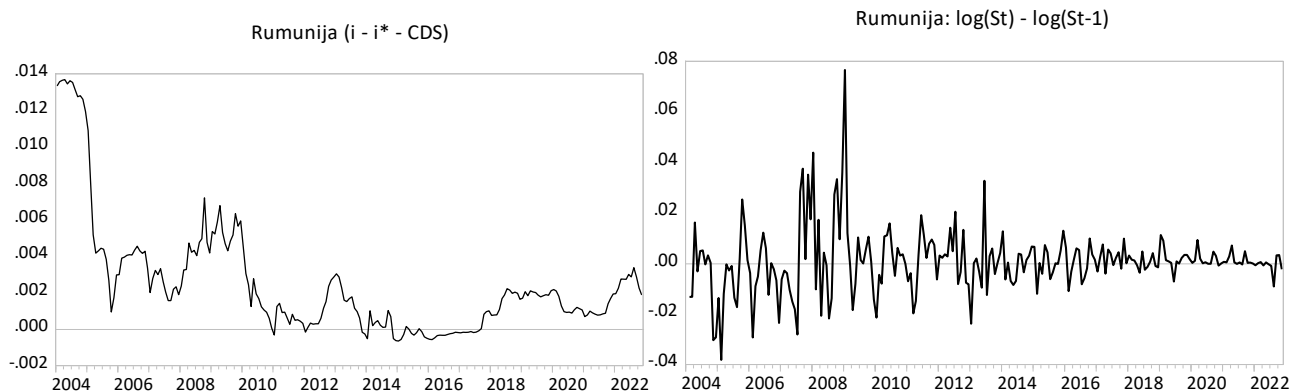
ČEŠKA



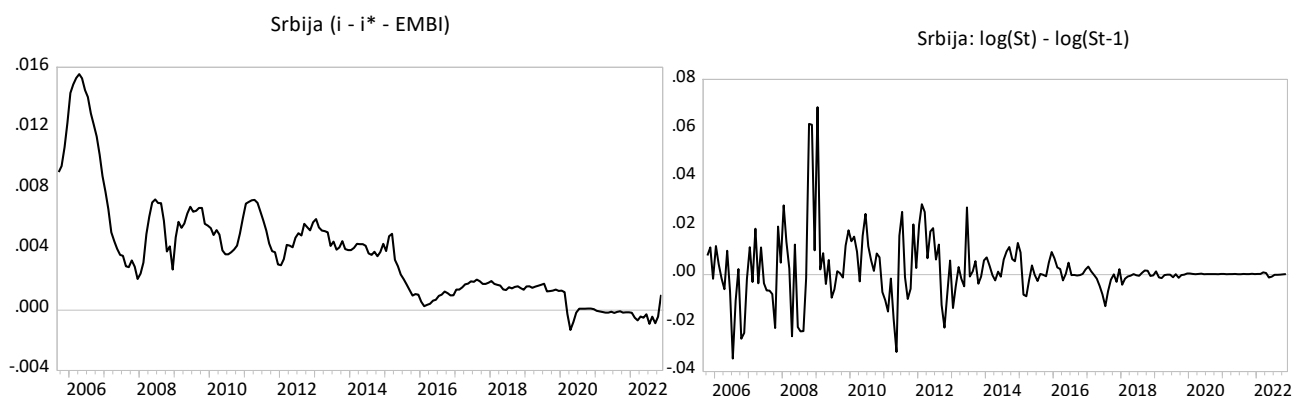
MAĐARSKA



RUMUNIJA



SRBIJA



Izvor: Proračun autora

Grafikon 3.4 Kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje na mesečnom nivou i mesečne promene deviznih kurseva

Iz sveobuhvatne deskriptivne analize podataka, može se zaključiti da postoje značajne premije na rizik analiziranih zemalja CIE koje moraju biti uključene u model. Pored toga, analizom ovih podataka možemo klasifikovati ove zemlje u dve grupe: Češka i Poljska kao razvijenije ekonomije, Mađarska sa malo slabijim karakteristikama, a Srbija i Rumunija kao najmanje razvijene ekonomije iz ove grupe zemalja. Posebno je važno istaći da Srbija zahteva poseban tretman zbog relativno visokih kamatnih diferencijala i većeg rizika zemlje koji su uz to vrlo promenljivi u toku analiziranog perioda. Ona se, za razliku od ostalih zemalja, suočavala sa dugotrajnim sankcijama, ratnim konfliktima tokom 90-tih godina prošlog veka i kašnjenjem u tranziciji od jedne decenije u odnosu na ostale zemlje CIE. Takođe, važno je napomenuti da, su sve ove zemlje, osim Srbije, deo Evropske unije.

Generalni zaključak je da su sve zemlje CIE bile snažno zavisne od stranog kapitala do svetske finansijske krize 2008. godine i stoga izložene ogromnom sistemskom riziku koji je povezan sa odlivom kapitala i potencijalnim zamrzavanjem međunarodnih kredita, zbog visokih tekućih deficita. U tom periodu, uprkos visokim rizicima, atraktivni kamatni diferencijali u nekim od ovih zemalja, su potencijalno predstavljali dobru priliku za ostvarivanje špekulativnih profita u kratkom roku.

Međutim, nakon krize, u skoro svim zemljama CIE, došlo je do značajnih smanjenja deficita u trgovinskim i tekućim bilansima, rasta domaće štednje, odnosno smanjenja zavisnosti od stranog kapitala, što je povećalo dugoročnu održivost ekonomskog rasta. Kao posledica toga, došlo je i do smanjenja kamatnih diferencijala, što smanjuje mogućnost za špekulativne aktivnosti. Srbija je jedina zemlja, koja je čak i nakon finansijske krize, beležila visoke trgovinske i tekuće deficite, a sa druge strane visoko je zavisna od inostranog kapitala (SDI, kredita). U poslednjih nekoliko godina i Srbija beleži niže vrednosti tekućih deficita, kao i rast domaće štednje.

3.5 Ekonometrijska metodologija ocene NPKS

Kao što je izvedeno u odeljku 3.2, u ovom delu disertacije testira se *ex post* uslov NPKS u odabranim zemljama CIE, primenom sledeće specifikacije:

$$s_t - s_{t-1} = \alpha + \beta \cdot (i_{t-1} - i_{t-1}^* - RZ_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

gde se na levoj strani jednačine nalazi *ex post* promena deviznog kursa, a na desnoj strani kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje.

Za testiranje uslova NPKS u pet zemalja CIE, primenjena je ekonometrijska metodologija testiranja granica na osnovu linearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (ARDL modela) predloženog od strane Pesaran & Shin (1999) i Pesaran et al. (2001). ARDL pristup je fleksibilan jer omogućava razmatranje dugoročne relacije (relacije u nivou serija) između vremenskih serija različitog reda integrisanosti (kombinacije I(1) i I(0)). Takođe, dozvoljene su različite kratkoročne dinamičke povezanosti između promenljivih. Ako postoji dugoročna veza, tada ARDL model ima odgovarajući oblik modela korekcije ravnotežne greške (engl. *Error Correction Model* ili skraćeno ECM) koji pruža informacije o dugoročnim i kratkoročnim prilagođavanjima.

U svojoj osnovnoj varijanti ARDL(k+1, q+1) model, izgleda na sledeći način:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

gde y_t ⁴⁴ označava promene u deviznom kursu, a x_t predstavlja razliku u kamatnim stopama korigovanu za rizik zemlje, dok je ε_t slučajna greška modela, gde je $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

Osnovni ARDL(k+1, q+1) model može biti preformulisan kao uslovna specifikacija modela sa korekcijom ravnotežne greške (ECM) bez ograničenja:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta x_{t-j} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.13)$$

gde je Δ operator prve difference, dok je e_t greška modela.

Nakon što su verifikovane pretpostavke ovog modela (stabilnost i aproksimacija greške Gausovim belim šumom), primenjuje se procedura testiranja kritičnih graničnih vrednosti (*Bound testing*). Prvo, kao i u konvencionalnom ECM modelu, *F* test se koristi za testiranje odsustva

⁴⁴ Zbog jednostavnosti oznaka promenljivih (deviznog kursa i kamatnih diferencijala) u ovom delu se razlikuju od oznaka u poglavlju.

dugoročne veze između promenljivih u nivou ($H_0: \theta_0 = \theta_1 = 0$). Odbacivanje nulte hipoteze implicira postojanje dugoročne veze između promena deviznog kursa i razlika u kamatnim stopama korigovanim za rizik zemlje u nivou. Budući da je distribucija test statistike nestandardna, a kritične vrednosti nisu dostupne za mešavinu vremenskih serija $I(0)$ i $I(1)$, Pesaran et al. (2001) pružaju donje i gornje asimptotske granice kritičnih vrednosti za distribuciju F-statistike za različit broj promenljivih. Konstantni član je ograničen da bude deo relacije u nivoima. Odgovarajuće kritične vrednosti na nivou značajnosti od 5% prikazane su u tabeli 3.3. Važno je napomenuti da su asimptotske granice kritičnih vrednosti izračunate na osnovu broja promenljivih u modelu NPKS, kao i specifikacije modela (ograničena konstanta i odsustvo trenda).

Tabela 3.3 Asimptotske granice kritičnih vrednosti za F-statistiku (ograničena konstanta i odsustvo trenda, Pesaran et al., 2001)

Granične vrednosti	F - test
I(0)	3,62
I(1)	4,16

Napomena: Kritične vrednosti odgovaraju konkretnom modelu analize NPKS sa dve promenljive

Ukoliko je izračunata vrednost F-statistike ispod donje granice kritične vrednosti, to implicira da su sve promenljive $I(0)$ i da ne postoji dugoročna veza (veza u nivou) između promenljivih. Ako je vrednost F-statistike iznad gornje granice kritične vrednosti, postoji dugoročna veza između promenljivih u nivoima. Ukoliko je vrednost F-statistike između dve granice kritičnih vrednosti, ne može se doneti zaključak o postojanju dugoročne veze. Pretpostavljajući da testiranje kritičnih graničnih vrednosti implicira postojanje dugoročne veze između promenljivih, ta veza se može izvesti iz jednačine (3.13), s obzirom da za parametar koeficijenta nagiba važi $\beta = -(\theta_1/\theta_0)$.

Konačno, na bazi deskriptivne analize podataka, u Srbiji se jasno vidi da je došlo do zaokreta u režimu vođenja politike deviznog kursa odnosno da se u poslednjih 5 godina (od 2017. do 2022. godine), vodi politika *de facto* fiksnog deviznog kursa. Zbog toga, kako bi se ispitala potencijalna promena u uslovu NPKS odnosno različitog uticaja kamatnih diferencijala na devizni kurs pri različitim režimima deviznog kursa, primenjen je Markovljev model promene režima (MS model). MS model koji je formulisao Hamilton (1989), pretpostavlja da posmatrane vremenske serije prate nelinearan stacionarni proces i da ponašanje vremenskih serija karakteriše više jednačina, koje su određene različitim stanjima modela. Kod ovih modela mehanizam promene režima je uslovljen neopaženom slučajnom promenljivom koja sledi Markovljev lanac prvog reda, što znači da trenutna vrednost slučajne promenljive zavisi samo od njene neposredne prošle vrednosti. To znači da će struktura u seriji možda trajati nasumično duži vremenski period pre nego što je zameni druga struktura kada dođe do promene režima. Zbog toga, Markovljev model promene režima može otkriti složenije dinamičke odnose u odnosu na druge modele promene režima. Engel & Hamilton (1990) su razvili Markovljeve modele promene režima za očekivanu depresijaciju marke, funte i franka u dva režima sa različitim konstantama i varijansama greške i sa konstatnim verovatnoćama prelaza iz jednog u drugi režim. Pored toga, analizira se i uticaj forward premije (uslova pokrivenog pariteta kamatnih stopa) na promenu kursa. Bekaert & Hodrick (1993) su uradili sličnu stvar, ali su u model uključili i autoregresionu komponentu kako bi eliminisali autokorelaciju prvog reda. Ova analiza se razlikuje po tome što testira promenu deviznog kursa u odnosu na kamatne diferencijale, koristeći

Markovljeve modele sa tri režima umesto sa dva. Za tu svrhu predstavljen je uopšteni model sa dinamikom promene slobodnog člana, nagiba i varijabiliteta greške modela između k režima:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} x_t + \sigma_{S_t} \varepsilon_t & (3.14) \\
 \alpha_{S_t} &= \sum_{i=1}^k \alpha_i I(S_t = i) \\
 \beta_{S_t} &= \sum_{i=1}^k \beta_i I(S_t = i) \\
 \sigma_{S_t} &= \sum_{i=1}^k \sigma_i I(S_t = i)
 \end{aligned}$$

gde su greške modela međusobno nekorelisane i identično raspoređene sa normalnom raspodelom $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$, a $S_t = 1, 2, \dots, k, t = 1, 2, \dots, T$, dok $I(A)$ je indikator funkcije događaja A .

U slučaju NPKS, $y_t = \Delta s_t$ odnosno *ex post* promeni deviznog kursa, dok je $x_t = (i_{t-1} - i_{t-1}^* - RZ_{t-1})$ odnosno kamatnim diferencijalima korigovanim za rizik zemlje. Zbog toga se jednačina (3.14) može predstaviti i na sledeći način:

$$\Delta s_t = \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} \cdot (i_{t-1} - i_{t-1}^* - RZ_{t-1}) + \sigma_{S_t} \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Slobodan član α i nagib β uzimaju k različitih vrednosti koje predstavljaju očekivane vrednosti u k različitih režima, kao i različite volatilnosti σ^2 slučajne greške ε_t . U režimu 1 konstanta iznosi α_1 , dok u režimu 2 konstanta iznosi $\alpha_1 + \alpha_2$, a u režimu k iznosi $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k$. Po istom principu se dobijaju i koeficijenti uz kamatne diferencijale i volatilnosti slučajne greške. Promene u ekonomiji između k režima predstavljene su neopaženom slučajnom promenljivom S_t koja prati Markovljev lanac prvog reda koja je definisana sledećim tranzicionim verovatnoćama između k stanja:

Stanje u trenutku $t+1$ (S_{t+1})	Stanje u trenutku t (S_t)			
	$P_t = 1$	$P_t = 2$...	$P_t = k$
$P_{t+1} = 1$	P_{11}	P_{12}	...	P_{1k}
$P_{t+1} = 2$	P_{21}	P_{22}	...	P_{2k}
...
$P_{t+1} = k$	P_{k1}	P_{k2}	...	P_{kk}

Napomena: Zbir verovatnoća u svakoj koloni jednak je 1.

gde je $P_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$ i $\sum_{j=1}^k P_{ij} = 1 \forall i$.

Raspodela promenljive S_t koja je uslovljena istorijom procesa S_0, \dots, S_{t-1} , određena je samo vrednošću prethodne promenljive S_{t-1} . Ovo je u skladu sa osobinom Markovljevih modela, gde su budući događaji potpuno nezavisni od prošlih, već su zavisni samo od sadašnjeg stanja. Raspodela promenljive y_t uslovljena prethodnim vrednostima y_0, \dots, y_{t-1} i prethodnim vrednostima stanja S_0, \dots, S_{t-1} , određena je samo sa S_t .

$$f(S_t|S_{t-1}, \dots, S_1) = f(S_t|S_{t-1}) \quad (3.16)$$

$$f(y_t|S_{t-1}, \dots, S_1, y_{t-1}, \dots, y_1) = f(y_t|S_t)$$

Važno je napomenuti da se u ovom slučaju menjaju i slobodan član, i nagib uz kamatne diferencijale, kao i volatilitnost slučajne greške modela u različitim režimima. Takođe, zbog autokorelacije, u specifikaciju modela ubačena je i autoregresiona komponenta prvog reda koja se takođe menja u različitim režimima.

Parametri Markovljevih modela promene režima se mogu oceniti korišćenjem metode maksimalne verodostojnosti koja je predstavljena u jednačini (3.17):

$$\log L = \sum_{t=1}^T \log f(y_t|S_t) \quad (3.17)$$

gde je

$$f(y_t|S_t) = \frac{1}{\sigma_{S_t} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma_{S_t}^2}(y_t - \alpha_{S_t} - \beta_{S_t} x_t)^2} \quad (3.18)$$

S obzirom da je S_t neopažena slučajna promenljiva, model maksimalne verodostojnosti se može efikasno oceniti koristeći proceduru filtriranja koji je predložio Hamilton (1994):

$$f(y_t, S_t|\Psi_{t-1}) = f(y_t|S_t, \Psi_{t-1})P(S_t|\Psi_{t-1}) \quad (3.19)$$

gde Ψ_{t-1} predstavlja dostupne informacije do trenutka $(t-1)$. Iz ove jednačine sledi:

$$f(y_t|\Psi_{t-1}) = \sum_{S_t=1}^k f(y_t|S_t, \Psi_{t-1})P(S_t|\Psi_{t-1}) \quad (3.20)$$

Uzimajući u obzir jednačinu (3.20), jednačina (3.17) se može predstaviti na sledeći način:

$$\log L = \sum_{t=1}^T \log \sum_{S_t=1}^k f(y_t|S_t, \Psi_{t-1})P(S_t|\Psi_{t-1}) \quad (3.21)$$

Ocene verovatnoća svakog režima se računaju koristeći sledeći algoritam (Ayodeji, 2016).

Prvo se izračunvaju početne vrednosti verovatnoća stabilnog stanja $P(S_1 = 1|\Psi_0), \dots, P(S_1 = k|\Psi_0)$.

U drugom koraku, za $t = 2, \dots, k$, za svaki vremenski trenutak t računa se uslovna verovatnoća svakog stanja u odnosu na skup dostupnih informacija do tog trenutka Ψ_{t-1} .

$$P(S_t = j|\Psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^k P_{ij}P(S_t = i|\Psi_{t-1}) \quad (3.22)$$

Koristeći ocenjene parametre modela u svakom režimu ($\alpha_1, \dots, \alpha_k, \beta_1, \dots, \beta_k, \sigma_1, \dots, \sigma_k$) i tranzicione verovatnoće ($P_{11}, P_{22}, \dots, P_{kk}$), izračunava se funkcija verodostojnosti L za svaki režim u trenutku t .

Konačno, u trećem koraku se izračunava verovatnoća svakog režima na sledeći način:

$$P(S_t = j | \Psi_{t-1}) = \frac{f(y_t | S_t = j, \Psi_{t-1}) P(S_t = j | \Psi_{t-1})}{\sum_{j=1}^k f(y_t | S_t = j, \Psi_{t-1}) P(S_t = j | \Psi_{t-1})} \quad (3.23)$$

Ocenjivanje se nastavlja sve dok se ne dobije ocena skupa parametara koja maksimizira funkciju verodostojnosti L (jednačina 3.21).

Pored toga, očekivano trajanje određenog režima je takođe od velikog značaja, jer pomaže u merenju dužine trajanja određenog stanja (režima), koja se može izračunati na sledeći način (Ayodeji, 2016):

$$E[T] = \sum_{j=1}^{\infty} j P(T = j) \approx \frac{1}{1 - P_{jj}} \quad (3.24)$$

gde se T odnosi na trajanje režima.

Ovakva specifikacija omogućava detaljniju analizu uslova NPKS jednačine (3.11), jer može detektovati različite reakcije promena deviznog kursa na kamatne diferencijale, koja takođe, može zavistiti i od nivoa i varijabilnosti promena deviznog kursa.

Za proveru adekvatnosti Markovljevih modela kod testiranja uslova NPKS, sproveden je test linearnosti koji je predložio Hansen (1992, 1996). Suština ovog testa je testiranje nulte hipoteze o linearnosti modela protiv alternativne da je model u skladu sa Markovljevom modelom promene režima koristeći količnik verodostojnosti (engl. *likelihood ratio* ili *LR*).

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k, \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k, \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_k \quad (3.25)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_k, \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_k, \sigma_1 \neq \sigma_2 \neq \dots \neq \sigma_k$$

Standardni testovi količnika verodostojnosti (LR testovi) su složeni, jer uobičajeni uslovi regularnosti potrebni za primenu asimptotske teorije više nisu ispunjeni. Naime, pod pretpostavkom linearnosti, funkcija verodostojnosti nije kvadratna i ravna je u odnosu na parametre smetnje na optimumu, a skorovi su identični 0. Zbog toga, u ovom slučaju, konvencionalne statistike nemaju asimptotsku standardnu χ^2 raspodelu pod nultom hipotezom (Di Sanzo, 2009). Hansen posmatra funkciju verodostojnosti kao funkciju nepoznatih parametara i koristi teoriju empirijskog procesa kako bi ograničio asimptotsku distribuciju standardizovane LR statistike (Di Sanzo, 2009). On predlaže sledeću standardizovanu LR test statistiku:

$$\hat{H} = \max_{\gamma \in \Gamma} \left\{ T \bar{q}(\gamma) \left(\sum_{t=1}^T [q_t(\gamma) - \bar{q}_t(\gamma)]^2 \right)^{-1/2} \right\} \quad (3.26)$$

gde γ obuhvata tranzitorne verovatnoće i parametre koji se menjaju sa promenom režima, a γ obuhvata sporedne parametre. Izraz $q_t(\gamma)$ predstavlja razliku između uslovnih funkcija

verodostojnosti za opservacije u trenutku t alternativne hipoteze $f_t[\gamma, \hat{\lambda}(\gamma)]$ i nulte hipoteze $f_t[\gamma_0, \hat{\lambda}(\gamma)]$:

$$q_t(\gamma) = f_t[\gamma, \hat{\lambda}(\gamma)] - f_t[\gamma_0, \hat{\lambda}(\gamma)] \quad (3.27)$$

Simbol λ se odnosi na sporedne parametre (kao što su parametri uz autoregresionu komponentu, volatilitnost slučajne greške i sl.). Za svako γ , vektor $\hat{\lambda}(\gamma)$ se odnosi na vrednost λ koji maksimizira logaritamsku funkciju verodostojnosti u odnosu na λ uzimajući za dato γ . Test količnika verodostojnosti (LR test) nulte hipoteze da je $\gamma = \gamma_0$ u odnosu na alternativnu se predstavlja kao $T\bar{q}(\gamma)$. Simbol Γ se odnosi na mrežu mogućih vrednosti γ . Ovaj postupak obezbeđuje ograničenje za LR statistiku, a ne kritičnu vrednost.

Testiranje uslova NPKS koristeći ARDL model je sprovedeno korišćenjem softvera *Eviews*, dok je za implementaciju Markovljevog modela promene režima korišćen statistički softver *OxMetrics*.

3.6 Empirijski rezultati

Polazeći od ekonometrijske procedure koja je definisana u prethodnom odeljku, prvo su dobijeni rezultati testova jediničnog korena vremenskih serija za svaku pojedinačnu zemlju. Nakon što je određen nivo integrisanosti vremenskih serija, ocenjen je autoregresioni model raspoređenih doznji i prikazani su rezultati testova graničnih vrednosti koji testiraju uslov NPKS u dugom roku, kao i ocene parametara dugoročne veze. Konačno, zbog velikih promena u fluktuacijama deviznog kursa u Srbiji, kako bi se utvrdila asimetrija u uticaju kamatnog diferencijala na promenu kursa u zavisnosti od različitih režima deviznog kursa, ocenjen je Markovljev model promene režima za Srbiju.

Za utvrđivanje nivoa integrisanosti vremenskih serija, primenjeni su sledeći testovi jediničnog korena: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), *Phillips-Perron* (PP) i *Zivot-Andrews* (ZA). Rezultati prikazani u tabeli 3.5, jasno ukazuju da se odbacuje nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena za promene deviznog kursa ($s_t - s_{t-1}$) u svim zemljama, dok za kamatne diferencijale ($i_t - i_t^* - RZ_t$) rezultati nisu jednoznačni. Naime, dok neki testovi ukazuju da su kamatni diferencijali stacionarne vremenske serije, drugi testovi impliciraju prisustvo jednog jediničnog korena⁴⁵.

⁴⁵ Prve diference kamatnih diferencijala u svim zemljama su stacionarne vremenske serije, što znači da kamatni diferencijali imaju najviše jedan jedinični koren.

Tabela 3.4 Rezultati testova jediničnog korena

Promenljive	Nivo serije			
	ADF ¹	KPSS ²	PP ¹	ZA ¹
Poljska				
$s_{t+1} - s_t$	-11,087***(0)	0,043	-11,035***	-7,54***(4)
$i_t - i_t^* - RZ_t$	-2,257 (1)	0,147	-2,053	-4,594 (5)
Češka				
$s_{t+1} - s_t$	-11,868***(0)	0,158	-11,682***	-11,160***(1)
$i_t - i_t^* - RZ_t$	-3,811**(4)	0,247***	-1,965	-5,221**(4)
Mađarska				
$s_{t+1} - s_t$	-12,371***(0)	0,070	-12,062***	-7,533(4)
$i_t - i_t^* - RZ_t$	-1,064(3)	0,948***	-0,966	-1,217(3)
Rumunija				
$s_{t+1} - s_t$	-10,489***(0)	0,126	-10,518***	-11,423***(0)
$i_t - i_t^* - RZ_t$	-3,615***(0)	0,946***	-3,558***	-4,324***(1)
Srbija				
$s_{t+1} - s_t$	-9,639***	0,195	-9,759***	-8,237**(4)
$i_t - i_t^* - RZ_t$	-4,879***(3)	0,076	-3,197*	-6,641***(3)

¹H₀: Serija ima jedinični koren, ²H₀: Serija je stacionarna

*, ** i *** označavaju da je p-vrednost na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1% respektivno

Napomena: Promenljive kamatnih diferencijala u Češkoj i Srbiji imaju značajnu komponentu trenda ($i_t - i_t^* - RZ_t$)

Brojevi u zagradi označavaju broj docnji uključenih u model kako bi se otklonila autokorelacija

Izvor: Proračun autora

S obzirom da postoji kombinacija vremenskih serija $I(0)$ i $I(1)$, za ocenu dugoročnog modela NPKS, primenjen je autoregresioni model raspoređenih docnji (ARDL model). U prvom koraku se vrši odabir odgovarajućeg ARDL modela za svaku zemlju. Koristeći kriterijum najmanje vrednosti *Akaike* informacionog kriterijuma (engl. *Akaike information criteria* ili skraćeno AIC) počevši od maksimalnog broja docnji od 12, izabran je optimalni broj docnji u ARDL modelu za ocenu NPKS za svaku analiziranu zemlju CIE (tabela 3.4).

Iz ovog modela je formulisan uslovni model korekcije ravnotežne greške (ECM), ali bez nametanja bilo kakvog ograničenja na njihove koeficijente. Uslovni modeli sa korekcijom ravnotežne greške (ECM) za svaku pojedinačanu zemlju izvedeni na osnovu jednačine (3.13), prikazani su u tabelama u prilogu (tabele A3.3 - A3.8). Ove regresije se zasnivaju na uslovnom ECM modelu koji je dat u jednačini (3.13), koristeći ARDL specifikaciju gde je zavisna promenljiva y_t definisana kao promena deviznog kursa ($s_t - s_{t-1}$), a nezavisna promenljiva x_t kao kamatni diferencijal ($i_t - i_t^* - RZ_t$). Element z_{t-1} je parametar prilagođavanja ravnoteži i zasniva se na ocenama iz tabele 3.5. Takođe, u okviru tih tabela, dati su rezultati testova specifikacije.

Rezultati testova graničnih vrednosti (engl. *Bound testing*) jasno ukazuju na prisustvo dugoročne kointegracione veze između promene deviznog kursa i kamatnih diferencijala korigovanih za rizik zemlje (jednačina 3.11), u svim analiziranim zemljama (tabela 3.5). Sve vrednosti F-statistike su iznad gornje asimptotske granice kritičnih vrednosti koje su definisali Pesaran et al. (2001) i

prikazani su u tabeli 3.3. Kako bi se ispitaio uslov NPKS u ovim zemljama, potrebno je analizirati nivo i znak ocenjenih koeficijenata nagiba (β), kao i konstante (α) u jednačini (3.11). Uslov NPKS podrazumeva da je $\alpha = 0$, a $\beta = 1$.

Koeficijenti uz kamatne diferencijale nisu statistički značajni u Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj, dok je u Mađarskoj jedino konstanta statistički značajno različita od 0, ali je njena vrednost bliska 0 (0,002). U Poljskoj i Češkoj, koeficijenti uz kamatne diferencijale imaju pozitivne vrednosti, što je u skladu sa uslovom NPKS, ali nisu statistički značajni. U Mađarskoj je ocenjeni koeficijent β negativan, što je u skladu sa zagonetkom u uslovu NPKS, ali nije statistički značajan (p-vrednost je 0,13). S obzirom na to da ocene koeficijenata nagiba nisu statistički značajne, ali su svi testovi specifikacije modela zadovoljeni (videti tabele A3.3-A3.5 u prilogu), zaključuje se da ne postoji statistički značajna veza između deviznog kursa i kamatnog diferencijala korigovanog za rizik zemlje u ove tri zemlje.

Međutim, u Srbiji i Rumuniji, obe ocene parametara α i β su statistički značajne na nivou značajnosti od 5%. Konstanta α je blizu nule (0,007 i 0,002 respektivno), dok je koeficijent β negativan (-1,270 u Srbiji i -1,164 u Rumuniji). Važno je napomenuti, da su u Srbiji od 2017. godine zabeležene neznatne varijacije deviznog kursa (grafikon 3.4 u odeljku 3.4). Zbog toga, kod ocene uslova NPKS u Srbiji, uključena je i veštačka promenljiva koja uzima vrednosti 1 u periodu od januara 2017. godine do oktobra 2022. godine. Pored nje, uključene su još dve veštačke promenljive, koje obuhvataju period svetske finansijske krize. Međutim, ova specifikacija modela za Srbiju pati od narušenosti pretpostavke o normalnosti reziduala (tabela A3.7 u prilogu), što dovodi u pitanje validnost ovih rezultata, zbog čega je model ocenjen koristeći nelinearnu specifikaciju Markovljevih modela promene režima, čiji su rezultati prikazani kasnije u nastavku teksta. S obzirom na to, u tabeli 3.5 prikazan je model NPKS za Srbiju od 2005. zaključno sa 2016. godinom (Mladenović & Rašković, 2018) odnosno do početka uvođenja *de facto* fiksnog deviznog kursa, i taj koeficijent iznosi -1,354. Ovaj rezultat potvrđuje zagonetku NPKS u Srbiji u periodu koji prethodi neformalnom uvođenju fiksnog deviznog kursa.

Zbog velike razlike u varijabilnosti deviznog kursa u toku posmatranog perioda u Srbiji, u ARDL modelu NPKS, nije ispunjen uslov homoskedastičnosti varijanse greške modela. Zbog toga je za ocenu parametara modela, korišćena *Huber-White-Hinkley* (HC1) prilagođena matrica standardnih greški i kovarijansi, kako bi se dobile robusne i pouzdane ocene.

Tabela 3.5 Rezultati testa graničnih vrednosti (Bound testing) – ARDL model

Zemlja	Period	ARDL	F stat.	Jednačina nivoa	
				α	β
Poljska	2003M1-2022M11	(2,0)	59,92	-0,002	0,580
Češka	2004M10-2022M11	(2,5)	18,46	-0,000	2,524
Madarska	2003M1-2022M11	(9,0)	22,37	0,002**	-0,436
Rumunija	2004M1-2022M11	(3,1)	26,77	0,002**	-1,164**
Srbija	2005M9-2022M11	(5,2)	14,87	0,007***	-1,270**
Srbija pre FK ¹	2005M9-2016M12	(5,1)	10,42	0,007**	-1,354**

Simbol *, **, *** se odnosi na značajnost na nivou 10%, 5% i 1% respektivno.

¹Mladenović, Rašković (2018) koji obuhvata period pre uvođenja *de facto* fiknog deviznog kursa

Izvor: Proračun autora

Isti pristup je primenjen i za ocenu jednačina NPKS koje ne uključuju informacije o riziku zemlje (tabela A3.9 u prilogu). Međutim, rezultati pokazuju da kamatni diferencijali imaju zanemarljivu ulogu u uticaju na promene deviznog kursa u svim zemljama, što znači da ne važi NPKS. Ocenjeni uslovni model sa korekcijom ravnotežne greške (ECM) ima manju objašnjavajuću moć u odnosu na odgovarajuće modele koji uzimaju u obzir rizik zemlje (tabela A3.3-A3.7 u prilogu). Ovi rezultati nam sugerišu da je uključivanje rizika zemlje u jednačinu NPKS opravdano.

Dobijeni rezultati za Srbiju i Rumuniju, se podudaraju sa drugim nalazima u literaturi (Engel, 1996; Flood & Rose, 2002; Bacchetta & van Wincoop, 2010; J. Lothian & Wu, 2011) koji takođe pronalaze zagonetku pariteta kamatnih stopa na mesečnim podacima. Pozitivan kamatni diferencijal korigovan rizikom zemlje utiče na jačanje dinara (odnosno leja) u odnosu na evro, umesto na slabljenje, kako predviđa teorija NPKS. Zapravo, visok kamatni diferencijal korigovan rizikom zemlje ostavljao je prostor za ostvarivanje visokih prinosa u dinarima i lejima u poređenju sa prinosa u evrima. Iako pojedinačni investitori često, nisu u mogućnosti da ostvare ove prinose zbog nametnutih kapitalnih kontrola, stranim finansijskim institucijama koje posluju na lokalnim tržištima je bilo dozvoljeno da vrše operacije trgovanja razlika u kamatama (carry trade), što je dodatno uticalo na jačanje dinara i leja.

Ovaj rezultat je u skladu sa nalazima u literaturi (Burnside 2014, Ter Ellen et al. 2013, Felcser i Vonnak 2014, Brunnermeier et al. 2008) koji ukazuju da u kratkim vremenskim intervalima, pozitivni kamatni diferencijali podstiču špekulante na primenu strategije trgovanja kamatnim razlikama (carry trade). Iako se ovi nalazi uglavnom zasnivaju na podacima razvijenih zemalja, rezultati predstavljeni u ovom poglavlju ukazuju na postojanje snažnih podsticaja za sprovođenje operacija trgovanja kamatnim razlikama (carry trade) u Srbiji, bez obzira na značajne rizike. Burnside (2014) naglašava da se samo prinosi u razvijenim zemljama mogu objasniti promenama u premijama na rizik tokom vremena, dok su u zemljama u razvoju prinosi uglavnom vezani za visoke kamatne diferencijale. Ovu tvrdnju podržavaju istraživanja Kalemli-Özcan & Varela (2021), koji su proučavali vezu između premije rizika zemlje i indeksa VIX, i otkrili da jaka veza postoji u zemljama u razvoju zbog visoke korelacije između indeksa VIX i visokih kamatnih diferencijala, dok se u razvijenim zemljama ta veza objašnjava povezanošću između indeksa VIX i očekivanih promena deviznih kurseva.

Rezultati za Poljsku, Češku i Mađarsku su u skladu sa istraživanjima sprovedenim od strane Triandafil & Richter (2012), koji su odbacili uslov NPKS, za zemlje CIE (Bugarsku, Češku, Mađarsku, Poljsku i Rumuniju) na osnovu ocene uopštenog autoregresionog modela uslovne heteroskedastičnosti (GARCH).

Za razliku od Srbije i Rumunije, Poljska i Češka imaju znatno niže kamatne diferencijale tokom perioda posmatranja, tako da aktivnosti trgovanja kamatnim razlikama, nisu toliko atraktivne u ovim zemljama. Naime, prosečni kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje u Poljskoj i Češkoj iznose 1,52% i 0,23% respektivno, dok u Srbiji i Rumuniji iznose 4,38% i 2,94%. Takođe, maksimalni kamatni diferencijali u Poljskoj i Češkoj su tokom posmatranog perioda bili 6,85% i 7,03%, dok su u Srbiji i Rumuniji iznosili 16,45% i 18,68%, respektivno. Mađarska je bliža Srbiji i Rumuniji, sa prosečnim kamatnim diferencijalom korigovanim za rizik zemlje od 2,15% i maksimalnom vrednošću od 11,94%. U Mađarskoj je takođe zabeležen negativan koeficijent nagiba, ali nije statistički značajno različit od 0, čija p-vrednost iznosi 0,13. Zbog toga, može se reći da su dobijeni rezultati za zemlje CIE na osnovu ARDL modela očekivani.

Deskriptivnom analizom podataka, utvrđeno je da u Srbiji tokom posmatranog perioda, postoje velike razlike u režimama deviznog kursa. Narodna banka Srbije vodi politiku rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa, ali od 2017. godine, primećuju se izuzetno niske fluktuacije deviznog kursa, da bi od 2019. godine kurs *de facto* bio fiksiran. Zbog toga, u poslednjoj fazi ekonometrijskog istraživanja ocenjen je Markovljev model promene režima. Ovaj model nam pruža mogućnost da utvrdimo da li postoji razlika u uticaju kamatnog diferencijala na promenu deviznih kurseva u različitim režimima deviznog kursa. Naime, neki autori su takođe zaključili da odstupanja od NPKS prate nelinearni stacionarni proces u zemalja CIE (Jiang et al., 2013; Si et al., 2017).

Kao što je opisano u prethodnom odeljku, ocenjen je Markovljev model promene režima u Srbiji, koji sadrži tri režima deviznog kursa. Utvrđeno je da režim 0 obuhvata period fiksnog deviznog kursa, gde je konstanta α jednaka 0, varijabilitet promene deviznog kursa je takođe blizu 0 i uticaj kamatnog diferencijala korigovanog za rizik zemlje β nije statistički značajan. Režim 1 je režim niske varijabilnosti deviznog kursa ($\sigma^2 = 0,004$), konstanta je statistički različita od 0, dok uticaj kamatnog diferencijala na promenu kursa iznosi -3,44, potvrđujući zagonetku NPKS. Režim 2 karakteriše visoka varijabilnost promena deviznog kursa ($\sigma^2 = 0,013$). Ocenjeni koeficijent nagiba koji meri reakciju promena deviznog kursa na kamatni diferencijal u režimu 2 iznosi -1,50, što je takođe u skladu sa zagonetkom NPKS. Stoga možemo zaključiti da su promene deviznog kursa značajno određene tranzicijom između različitih režima u odnosu promene deviznog kursa i kamatnih diferencijala (tabela 3.6).

Tabela 3.6 Markovljev model promene režima uslova NPKS za Srbiju

Režimi	α	t-odnos	β	t-odnos	σ^2	t-odnos
Režim 0	-0,000	-1,16	-0,121	-0,90	0,001	0,023
Režim 1	0,012***	4,59	-3,440**	-2,02	0,004***	8,97
Režim 2	0,011*	1,93	-1,498**	-2,33	0,013***	13,30

Test linearnosti LR =330,86(0,00) Box-Ljung Q(8)=12,89(0,12), Q(12)=18,21(0,11), Jarque-Bera JB =1,19(0,55), ARCH(12) = 10,10(0,00)

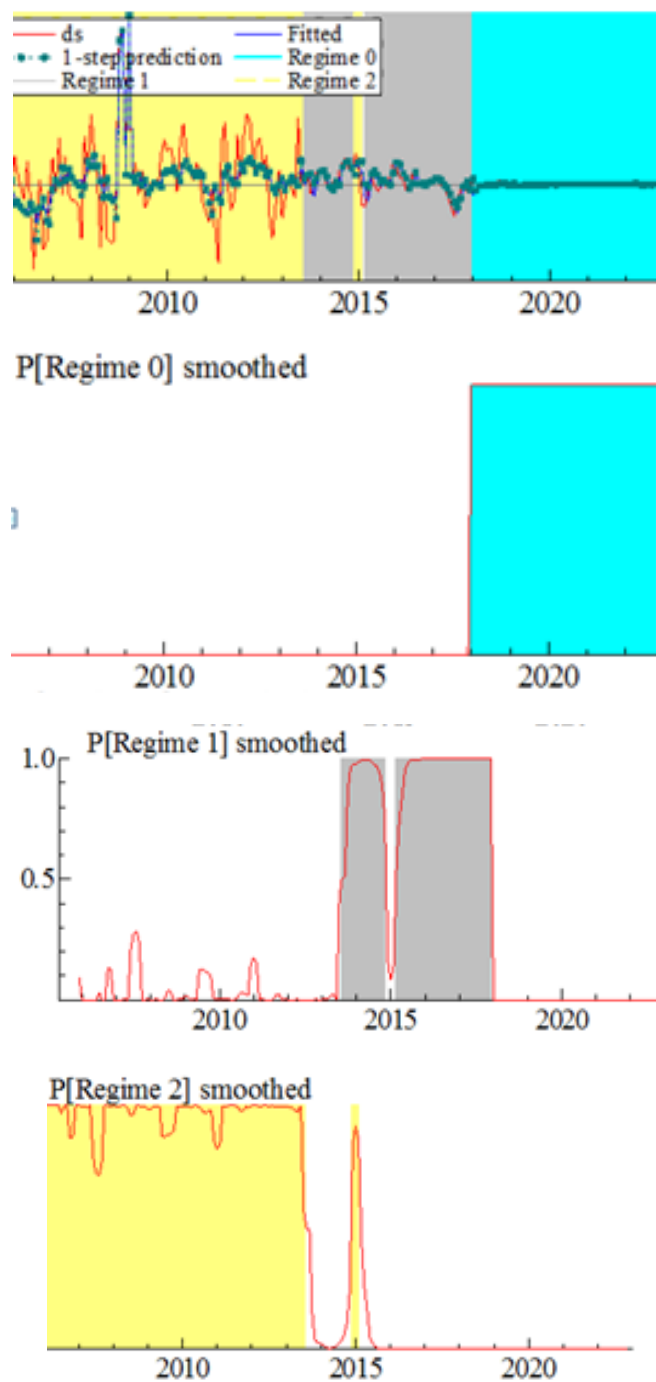
Simbol *, **, *** se odnosi na značajnost na nivou 10%, 5% i 1% respektivno.

Napomena: Procena se bazira na BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) algoritmu. Robusne standardne greške koriste se za izračunavanje t-statistika. Model dodatno sadrži dve impulsne veštačke promenljive koje su definisane na sličan način kao ranije uvedene veštačke promenljive. Prva ima samo dve nenulte vrednosti, 1 za sledeće mesece: 2008. M10 i M11. Druga uzima vrednost 1 za 2009. M1 i 0 inače. Pored toga uključena je i AR(1) komponenta koja se takođe menja kroz vreme kako bi se eliminisala autokorelacija. Model ima statistički dobre osobine, što pokazuju

nekoliko testova specifikacije koji su računati za grešku predviđanja jedan period unapred. Vrednost testa linearne zavisnosti snažno potvrđuje prisustvo nelinearnosti koja je uhvaćena specifikacijom Markovljevih modela promene režima.

Izvor: Proračun autora

Vizuelni pregled režima, na osnovu grafikona 3.5, ukazuje da je režim 0 blisko povezan sa periodima fiksnog deviznog kursa, a režim 1 sa podperiodima relativno stabilnog nivoa deviznog kursa. Režim 2 je detektovan u podperiodima visoke varijabilnosti deviznog kursa (pretežno depresijacije deviznog kursa).



Izvor: Proračun autora, Oxmetrics

Grafikon 3.5 Režimi uslova NPKS primenom Markovljevih modela u Srbiji

Na osnovu podataka u uzorku, izračunate su tranzitorne verovatnoće i prikazane u tabeli 3.7. Verovatnoća ostanka u režimu 0 tj. režimu fiksnog deviznog kursa, je jednaka 1, što znači da su verovatnoće da se iz tog režima pređe u režim 1 ili 2 jednake 0. Verovatnoća da se iz režima niskih fluktuacija deviznog kursa, pređe u režim visokih fluktuacija iznosi 0,04, a u režim fiksnog kursa 0,02, što ukazuje da je verovatnoća ostanka u režimu niskih fluktuacija vrlo visoka i iznosi 0,94. Verovatnoća da se iz režima visokih fluktuacija, pređe u režim fiksnog deviznog kursa jednaka je 0, a u režim niskih fluktuacija 0,03, što znači da je verovatnoća ostanka u ovom režimu 0,97. Ove verovatnoće nisu relevantne za predviđanje budućih promena režima deviznog kursa. One služe kao mera verovatnoće prelaska iz jednog u drugi režim unutar analiziranog uzorka. Stoga, kada se kaže da je verovatnoća prelaska iz fiksnog u fleksibilniji devizni kurs jednaka nuli, to ne znači da se takav prelazak nikada ne može dogoditi u budućnosti, već samo da se to nije desilo u posmatranom uzorku.

Tabela 3.7 Tranzitorna matrica verovatnoća

Stanje u trenutku $t+1$	Stanje u trenutku t		
	$P_t = 0$	$P_t = 1$	$P_t = 2$
$P_{t+1} = 0$	1	0,02	0
$P_{t+1} = 1$	0	0,94	0,03
$P_{t+1} = 2$	0	0,04	0,97

Izvor: Proračun autora

U analiziranom uzorku od 2005M09-2022M11 ekonomija Srbije se u režimu fiksnog deviznog kursa nalazila 29% vremena, u režimu niskih fluktuacija 24%, dok preostalih 47% vremena pripada režimu visokih fluktuacija deviznog kursa koji uglavnom odgovaraju depresijaciji tj. slabljenju valute. Prosečno trajanje režima fiksnog deviznog kursa iznosilo je 59 meseci, prosečno trajanje režima niskih fluktuacija je iznosilo 50 meseci, dok je prosečno trajanje režima visokih fluktuacija najduže i iznosilo je 95 meseci.

Rezultati nedvosmisleno potvrđuju zagonetku NPKS u Srbiji, osim u periodu fiksnog deviznog kursa. Takođe, ocenjeni koeficijent β je značajno viši tokom niskih fluktuacija deviznog kursa ($\sigma^2 = 0,004$) i iznosi -3,4 nego u periodima visokih fluktuacija kursa kada je bio duplo veći i iznosio je -1,5. To znači, da je tokom podperioda sa nižom varijabilnošću dinara, dolazilo do manjih depresijacija dinara kao rezultat visokih kamatnih diferencijala, a u podperiodima sa većom varijabilnošću dinara (periodima većih depresijacija) uticaj je bio znatno niži. Očekivano, u periodima fiksnog deviznog kursa, ne postoji statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i deviznih kurseva.

Na osnovu ovih rezultata, zaključuje se da je u analiziranom periodu postojala jasna motivacija za trgovanje kamatnim razlikama (*carry trade* aktivnosti) tokom perioda manje nesigurnosti (relativno stabilnog dinara) sa visokim kamatnim diferencijalima, naročito u periodu depresijacije deviznog kursa. Međutim, tokom perioda veće varijabilnosti dinara, koji većim delom obuhvata periode visokih depresijacija valute, ove aktivnosti su značajno smanjene, a u periodu fiksnog kursa ne postoji statistički značajan uticaj kamatnih diferencijala na promenu kursa. Zagonetka NPKS u Srbiji važi sve do uvođenja fiksnog deviznog kursa.

Ovaj rezultat snažno potvrđuje postojanje ekonomskih podsticaja za trgovanja kamatnim razlikama u delovima analiziranog perioda, poznato kao *carry trade* aktivnosti, u Srbiji, što se podudara sa rezultatima prethodnih istraživanja. Na primer, Ichiue i Koyama (2011) su, koristeći model prelaska između režima, utvrdili da niska volatilitnost dovodi do slabljenja (depresijacije) valuta

sa niskim kamatnim stopama, dok se za valute sa visokim kamatnim stopama očekuje da će apresirati, što je u skladu sa zagonetkom NPKS. Ovi nalazi su dobijeni u nekoliko razvijenih zemalja kao što su Japan, Velika Britanija, Švajcarska i Nemačka. Iz toga možemo zaključiti da se u zemljama u razvoju očekuje još izraženija apresijacija (jačanje) valute zbog značajno visokih kamatnih diferencijala. Ovaj fenomen je potvrđen i u slučaju Srbije, naročito u periodima umerenih fluktuacija kursa.

3.7 Zaključak

U ovom poglavlju analizira se *ex post* uslov nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u pet zemalja CIE koje imaju fleksibilni devizni kurs (Poljska, Češka, Mađarska, Rumunija i Srbija) koristeći mesečne podatke. Kamatne stope na novčanom tržištu u ovih pet zemalja i Evrozone i kurs lokalnih valuta u odnosu na evro, koriste se za period od januara 2003. do novembra 2022. godine. Standardni model NPKS je proširen uključivanjem rizika zemlje, koji se aproksimira indeksom obveznica tržišta u razvoju (EMBI) ili kreditnih derivata koji se koriste kao zaštita od kreditnog rizika (CDS). Ovo je opravdano jer postoji, znatna razlika između rizika zemalja iz CIE i rizika Evrozone.

Prema nivou razvijenosti ove zemlje se mogu klasifikovati u tri grupe. Češka i Poljska kao razvijene ekonomije, Mađarska sa malo slabijim karakteristikama, dok su Srbija i Rumunija najmanje razvijene ekonomije u ovoj grupi zemalja. Zajedničko za sve ove zemlje u razvoju je što su one u prvom delu analiziranog perioda privlačile velike količine inostranog kapitala (kroz SDI i kredite) zbog niske domaće štednje i male količine kapitala po radniku. Nedostatak štednje i kapitala je implicirao visoke prinose, što je za rezultat privlačilo strane direktne investicije i uticalo na apresijaciju deviznog kursa sve do svetske finansijske krize iz 2008. godine. Nakon toga, sve zemlje su imale trend depresijacije svojih valuta, osim Češke koja je zadržala trend apresijacije sa povremenim periodima depresijacije. Sa druge strane, izuzetno visoki kamatni diferencijali, čak i kada su korigovani za rizik zemlje su zabeležni u Srbiji i Rumuniji, koji su se održali sve do 2015. godine, dok su sličan trend imale i ostale zemlje ali sa znatno nižim razlikama u kamatama. Ovi kamatni diferencijali su nastali kao posledica visokih rizika ovih zemalja, kao i visokih stopa inflacije koje su bile karakteristične za ove zemlje sve do 2014. godine, posebno u slučaju Srbije i Rumunije (preko 10%). U Srbiji i Rumuniji u toku posmatranog perioda, kamatni diferencijali su u proseku iznosili 3,5% i dostizali vrednost od čak 18%, dok su u Poljskoj i Češkoj u proseku bili 0,8%, ali dostizali maksimalnih 7%. U Češkoj, u prvom delu analiziranog perioda, kamatni diferencijali su čak bili i negativni tj. EURIBOR je bio veći od kamatne stope u krunama.

Ekonometrijski rezultati dobijeni su iz ocene parametara dugoročne veze između promena deviznog kursa i kamatnih diferencijala na osnovu linearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (ARDL). Ovaj metod je pogodan, jer se dobijaju pouzdane i konzistentne ocene dugoročne veze između promenljivih različitih nivoa integrisanosti $I(0)$ i $I(1)$. S obzirom da su promene kursa lokalnih valuta u odnosu na evro stacionarne vremenske serije ($I(0)$), dok su kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje nestacionarni procesi sa jednim jediničnim korenom ($I(1)$), opravdano je korišćenje ovog modela.

Pozitivni kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje u Srbiji (do uvođenja fiksnog deviznog kursa) i Rumuniji dovode do jačanja (apresijacije) dinara odnosno leja, umesto

depresijacije, kao što predviđa teorija NPKS. Ovo je u literaturi poznato kao zagonetka NPKS, koja se susreće u brojnim empirijskim istraživanjima u razvijenim i nekim tržištima u razvoju. U Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj nije pronađena statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i promene deviznog kursa. U Mađarskoj je takođe identifikovana negativna veza, ali statistički nije značajna (p-vrednost iznosi 0,13). Ovi rezultati su očekivani, s obzirom na to da su kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje, bili znatno niži u ovim zemljama u poređenju sa Srbijom i Rumunijom.

Takođe, istraživano je da li se sa promenom režima deviznog kursa u Srbiji menja veza između kamatnog diferencijala i kursa, zbog značajnih zaokreta u vođenju monetarne politike tokom posmatranog perioda. Naime, od 2017. godine u Srbiji je došlo do drastičnog smanjenja fluktuacija dinara u odnosu na evro, da bi se od 2019. godine gotovo svele na nulu, od kada Srbija *de facto* vodi politiku fiksnog deviznog kursa. Kako bi se utvrdilo da li postoje promene u odnosima između promenljivih u modelu NPKS u različitim režimima deviznih kurseva, ocenjen je Markovljev model promene režima. Rezultati ove analize otkrivaju da postoje značajne razlike u uticaju kamatnih diferencijala na promene deviznih kurseva u tri različita režima: 1. režim niske varijabilnosti kursa dinara, gde kamatni diferencijali podstiču depresijaciju dinara (-3,44), 2. režim veće varijabilnosti deviznog kursa dinara, gde kamatni diferencijali imaju blaži uticaj na depresijaciju dinara (-1,5) i 3. režim fiksnog deviznog kursa, gde ne postoji statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i promene kursa. Dakle, kretanja deviznog kursa su pod snažnijom depresijacijom usled visokih kamatnih diferencijala tokom perioda niske varijabilnosti kursa, nego tokom perioda visoke varijabilnosti.

Dobijeni rezultati ukazuju da je u većem delu analiziranog perioda postojao podsticaj za kratkoročne transakcije trgovanja kamatnim razlikama (carry trade) u Srbiji i Rumuniji, bez obzira na to što su rizici u slučaju ove dve zemlje visoki. U Srbiji, su ovi podsticaji naročito bili izraženi tokom perioda visokih fluktuacija dinara. Ovi rezultati mogu biti korisni za kreatore makroekonomskih politika kako bi procenili postojeće kapitalne kontrole i prilagodili nove, tako da posebna pažnja bude posvećena kratkim vremenskim intervalima. U malim otvorenim privredama u razvoju, u uslovima visokih fluktuacija deviznog kursa, tj. u slučaju fleksibilnog deviznog kursa uz umerene intervencije monetarnih vlasti, visoki kamatni diferencijali kratkoročno podstiču priliv kapitala u zemlje sa većim prinosima, što dovodi do depresijacije deviznog kursa i prouzrokuje zagonetku NPKS kod *ex post* testiranja uslova NPKS. Međutim, ako su takvi kapitalni prilivi pretežno špekulativne prirode, nakon ostvarenja visokih prinosa postoji rizik od brzog odliva kapitala, što može izazvati nagli i neočekivani pad nominalnog kursa i imati negativne posledice po ekonomiju zemlje (smanjenje poverenja u valutu, inflacija, ekonomska nestabilnost). Stoga je od izuzetne važnosti da tvorci makroekonomskih politika pažljivo definišu kapitalne kontrole kako bi suzbili potencijalne špekulativne transakcije.

Ukoliko centralne banke donesu odluku da fiksiraju devizni kurs, svi instrumenti se usmeravaju ka ostvarenju tog cilja. U takvim zemljama, kamatni diferencijali obično su zanemarljivi i jednaki troškovima transakcija i konverzije valuta. U suprotnom, u slučaju visokih kamatnih diferencijala u okviru režima fiksnog deviznog kursa, došlo bi do ostvarenja arbitražnih profita, jer bi investitori ostvarili sigurne dobitke. Međutim, ukoliko centralna banka vodi *de facto* politiku fiksnog kursa (kao što je slučaj u Srbiji), a dođe do povećanja kamatnih diferencijala, to može podstaći špekulativne transakcije. Priliv inostranog kapitala bi doveo do povećanja ponude domaće valute kako bi se sprečilo jačanje dinara, odnosno održao fiksni devizni kurs. Nakon ostvarenja kratkoročnih

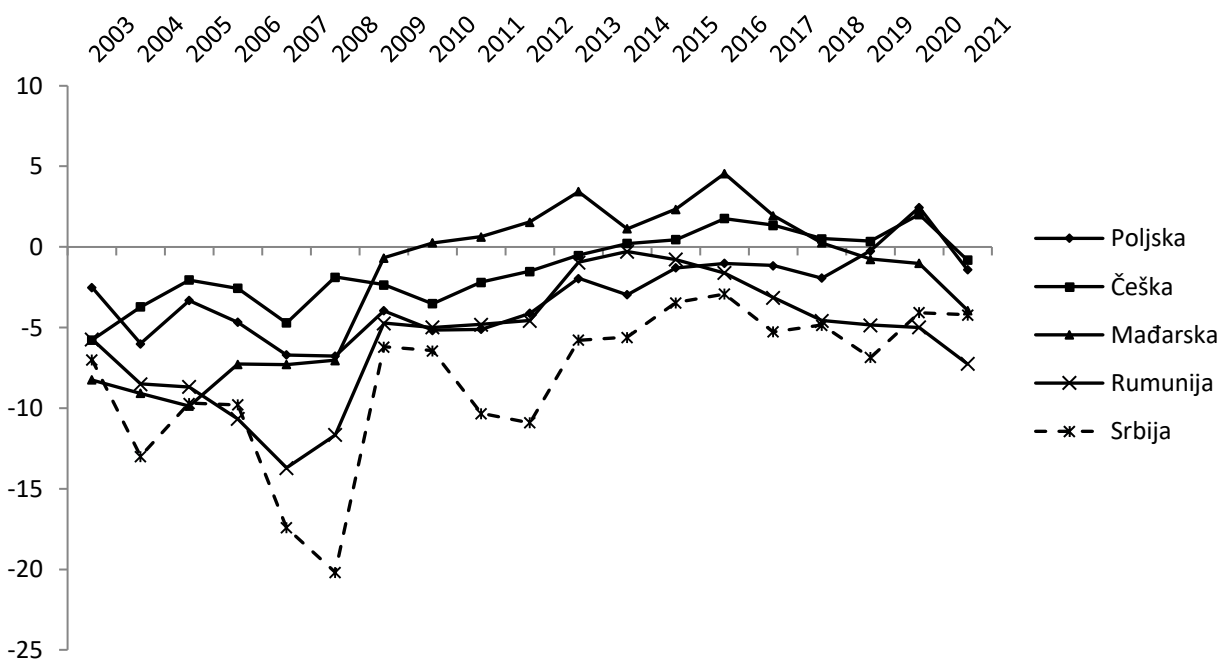
dobitaka, špekulanti bi krenuli u akciju povlačenja kapitala, što bi, u zavisnosti od nivoa deviznih rezervi, moglo dovesti do velikih devalvacija kursa i prouzrokovati niz negativnih posledica ne ekonomiju zemlje. Stoga je izuzetno važno adekvatno definisati ograničenja u vezi sa kapitalnim transakcijama kako bi se sprečili potencijalni špekulativni napadi u kratkom roku i očuvala stabilnost ekonomije.

Prilog 3

Tabela A3.1 Stope inflacije, prosek perioda (%)

Godina	Poljska	Češka	Mađarska	Rumunija	Srbija
2003	0,7	0,1	4,7	15,3	9,9
2004	3,4	2,8	6,7	11,9	11,0
2005	2,2	1,9	3,6	9,0	16,1
2006	1,3	2,5	3,9	6,6	11,7
2007	2,5	2,9	8,0	4,8	6,4
2008	4,2	6,4	6,0	7,9	12,4
2009	3,8	1,0	4,2	5,6	8,1
2010	2,6	1,5	4,9	6,1	6,1
2011	4,2	1,9	3,9	5,9	11,1
2012	3,6	3,3	5,7	3,3	7,3
2013	1,0	1,4	1,7	4,0	7,7
2014	0,1	0,3	-0,2	1,1	2,1
2015	-0,9	0,3	-0,1	-0,6	1,4
2016	-0,7	0,7	0,4	-1,5	1,1
2017	2,1	2,5	2,3	1,3	3,1
2018	1,8	2,1	2,9	4,6	2,0
2019	2,2	2,8	3,3	3,8	1,8
2020	3,4	3,2	3,3	2,6	1,6
2021	5,1	3,8	5,1	5,1	4,1
2022	14,4	15,1	14,6	13,8	12,0

Izvor: Eurostat baza podataka



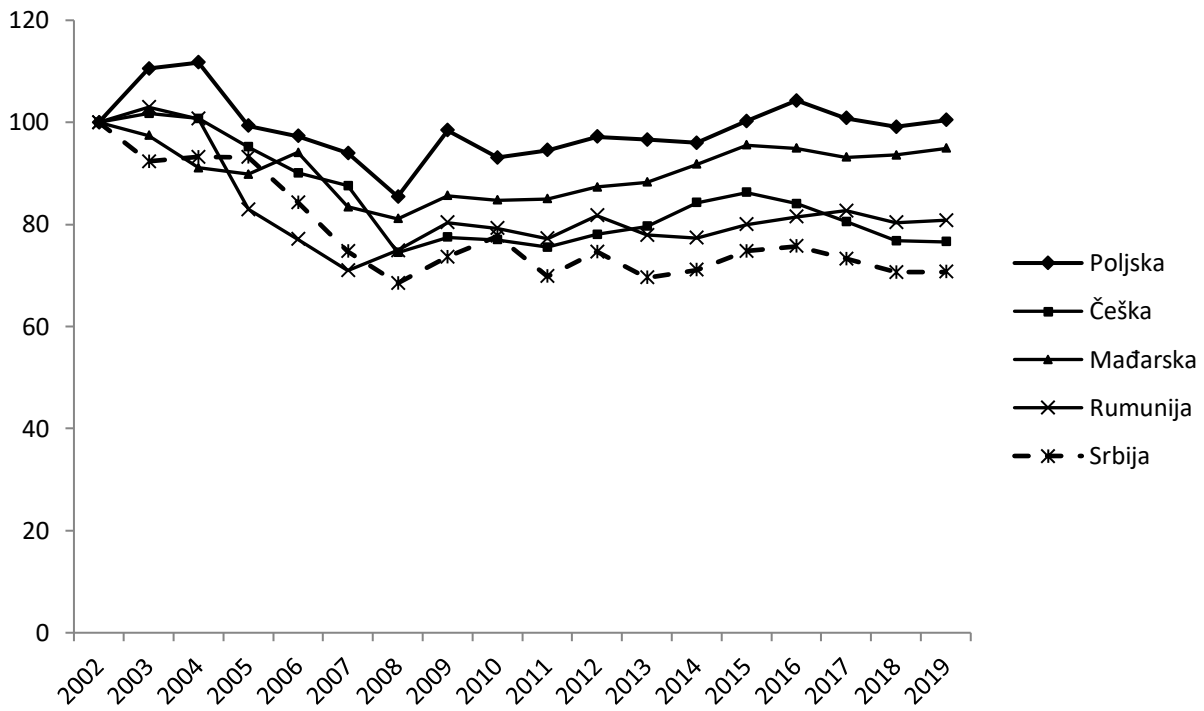
Izvor: Baza podataka Svetske banke

Grafikon A3.1 Tekući bilans, % BDP-a



Izvor: Baza podataka Svetske banke

Grafikon A3.2 Neto finansijski račun, % BDP-a



Napomena: Rast kursa se odnosi na depresijaciju valute u odnosu na evro, a pad na apresijaciju.

Izvor: Eurostat

Grafikon A3.3 Kretanje realnog deviznog kursa u periodu 2002-2020 (2002.g.=100)

Tabela A3.2 Neto strane direktne investicije, % BDP-a

Godina	Poljska	Češka	Mađarska	Rumunija	Srbija
2003	2,5	2,0	4,9	3,2	4,3
2004	5,4	5,4	4,4	8,6	1,7
2005	3,6	10,0	24,3	6,6	8,2
2006	6,2	4,6	16,1	9,0	16,8
2007	5,8	7,3	50,4	5,8	10,2
2008	2,7	3,7	47,4	6,4	7,8
2009	3,2	2,5	-2,1	2,7	6,5
2010	3,9	4,9	-15,7	1,9	4,0
2011	3,5	1,8	7,6	1,2	10,0
2012	1,4	4,5	8,4	1,7	2,9
2013	0,2	3,5	-2,6	2,0	4,3
2014	3,8	3,9	9,3	1,9	4,2
2015	3,3	0,9	-4,2	2,4	5,9
2016	3,8	5,5	54,2	3,4	5,8
2017	2,3	5,1	-8,5	2,8	6,6
2018	3,3	3,3	-40,1	3,0	8,0
2019	3,0	4,3	60,2	2,9	8,3
2020	3,2	3,5	106,6	1,4	6,5
2021	5,5	2,7	16,1	4,1	7,3

Izvor: Baza podataka Svetske banke

Tabela A3.8 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(2,0) – Poljska

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	p-vrednost
z_{t-1}	- 0,958	0,0711	NA
Δy_{t-1}	-0,165	0,0579	0,005

 $\bar{R}^2 = 0,499$, $\hat{\sigma} = 0,0220$, $AIC = -5,4650$ Box-Ljung $Q(8)=6,42(0,60)$, $Q(12)=8,33(0,76)$,Jarque-Bera $JB = 2,12(0,35)$, White $WH=1,25(0,24)$

Napomena: Uključena je jedna stepenasta veštačka promenljiva za period krize 2008M8-2009M2, koja uzima vrednosti 1 za prva 4 meseca, 1,25 za sledeća 2 i 1,5 za 2009M2. Model se statistički dobro pokazuje, što potvrđuju različiti testovi specifikacije modela.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.9 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(2,4) – Češka

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	p-vrednost
z_{t-1}	- 0,766	0,1021	NA
Δy_{t-1}	0,146	0,0813	0,074
Δx_t	14,905	5,9800	0,014
Δx_{t-1}	-20,514	6,722	0,003
Δx_{t-2}	14,522	6,324	0,023
Δx_{t-3}	-24,494	5,604	0,000
Δx_{t-4}	7,993	5,823	0,172

 $\bar{R}^2 = 0,592$, $\hat{\sigma} = 0,0169$, $AIC = -6,0897$ Box-Ljung $Q(8)=8,32(0,40)$, $Q(12)=10,62(0,56)$,Jarque-Bera $JB = 2,47(0,29)$, White $WH=1,09(0,36)$

Napomena: Uključene su dve impulsne veštačke promenljive za period krize koja uzima vrednosti 1 2008M8 i 2009M1 redom, i još jedna impulsna koja uzima vrednost 1 za 2013M1 i kada je Češka imala negativan saldo na tekućem računu i negativan na finansijskom računu. Model se statistički dobro pokazuje, što potvrđuju različiti testovi specifikacije modela.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.10 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(9,0) – Mađarska

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	<i>p</i> -vrednost
z_{t-1}	- 1,364	0,1658	NA
Δy_{t-1}	0,512	0,1518	0,001
Δy_{t-2}	0,422	0,140	0,003
Δy_{t-3}	0,428	0,127	0,001
Δy_{t-4}	0,283	0,116	0,015
Δy_{t-5}	0,297	0,103	0,004
Δy_{t-6}	0,326	0,089	0,000
Δy_{t-7}	0,228	0,074	0,002
Δy_{t-8}	0,145	0,060	0,017

$\bar{R}^2 = 0,581, \hat{\sigma} = 0,0227, AIC = -5,4941$

Box-Ljung Q(8)=2,88(0,94), Q(12)=4,11(0,98),

Jarque-Bera JB =3,58(0,17), White WH=1,34(0,10)

Napomena: Uključene su četiri impulsne veštačke promenljive: jedna za period krize koja uzima vrednosti 1 2008M10 i 2009M2 redom, jedna 2012M2 i još jedna koja uzima vrednost 1 kada je inflacija dostigla skoro 15% 2022M3. Model se statistički dobro pokazuje, što potvrđuju različiti testovi specifikacije modela. S obzirom da je homoskedastičnost prisutna ali sa nivoom značajnosti od 5%, korišćena je Huber-White-Hinkley (HC1) prilagođena matrica standardnih greški i kovarijansi, kako bi se dobile robusne i pouzdane ocene.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.11 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(3,1) – Rumunija

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	<i>p</i> -vrednost
z_{t-1}	- 0,605	0,0901	NA
Δy_{t-1}	- 0,037	0,0928	0,692
Δy_{t-2}	0,099	0,0836	0,238
Δx_t	-7,048	1,3734	0,000

$\bar{R}^2 = 0,509, \hat{\sigma} = 0,0141, AIC = -6,3464$

Box-Ljung Q(8)=7,41(0,49), Q(12)=11,11(0,52),

Jarque-Bera JB =63,13(0,00), White WH=33,70(0,07)

Napomena: Uključene su dve impulsne veštačke promenljive za period svetske finansijske krize: jedna koja uzima vrednost 1 u septembru i oktobru 2008. godine, a jedna uzima vrednost 1 u januaru 2009. godine, a ostalo su 0. Test normalnosti reziduala nije zadovoljen.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.12 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(5,2) – Srbija

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	<i>p</i> -vrednost
z_{t-1}	- 0,605	0,0901	NA
Δy_{t-1}	- 0,037	0,0928	0,692
Δy_{t-2}	0,099	0,0836	0,238
Δy_{t-3}	0,104	0,0709	0,142
Δy_{t-4}	0,227	0,0579	0,000
Δx_t	-7,048	1,3734	0,000
Δx_{t-1}	2,464	1,4018	0,080

$\bar{R}^2 = 0,604, \hat{\sigma} = 0,0140, AIC = -6,5259$

Box-Ljung Q(8)=9,71(0,29), Q(12)=10,06(0,52),

Jarque-Bera JB =36,74(0,00), White WH=3,64(0,00)

Napomena: Uključene su tri veštačke promenljive: impulsna veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 samo za oktobar 2008. godine, jedna asimetrična veštačka promenljiva koja uzima vrednosti -1 i 1 za decembar 2008. i januar 2009. godine, redom i jedna koja uzima vrednost 1 za period 2017M1-2022M11 (period slabije fluktuacije deviznog kursa i period fiksnog kursa). Zbog prisutne heteroskedastičnosti u modelu, korišćena je Huber-White-Hinkley (HC1) prilagođena matrica standardnih greški i kovarijansi, kako bi se dobile robusne i pouzdane ocene. Heteroskedastičnost je prisutna zbog velikih varijacija u promeni deviznog kursa, jer iz visokih fluktuacija se od 2012. ulazi u period vrlo niskih fluktuacija, a od 2018. u fiksni devizni kurs. Test normalnosti reziduala nije zadovoljen iz istih razloga.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.13 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(5,1) – Srbija (do 2017. godine)

Regresor	Koeficijent	Standardna greška	<i>p</i> -vrednost
z_{t-1}	- 0,607	0,1077	NA
Δy_{t-1}	- 0,206	0,1093	0,062
Δy_{t-2}	- 0,047	0,0981	0,634
Δy_{t-3}	0,020	0,0834	0,809
Δy_{t-4}	0,171	0,0676	0,013
Δx_t	- 6,391	1,7298	0,000

$\bar{R}^2 = 0,599$, $\hat{\sigma} = 0,0110$, $AIC = -6,1143$

Box-Ljung $Q(8)=6,48(0,59)$, $Q(12)=10,15(0,60)$,

Jarque-Bera $JB =0,25(0,88)$, White $WH=10,12(0,34)$

Napomena: Uključene su dve veštačke promenljive: impulsna veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 samo za oktobar 2008. godine, I jedna asimetrična veštačka promenljiva koja uzima vrednosti -1 i 1 za decembar 2008. i januar 2009. godine, redom. Model se statistički dobro pokazuje, što potvrđuju različiti testovi specifikacije modela.

Izvor: Proračun autora

Tabela A3.14 Rezultati testa graničnih vrednosti (Bound testing) sa kamatnim diferencijalima bez korigovanja za rizik zemlje – ARDL model

Zemlja	ECM R^2	ARDL	F stat.	Jednačina nivoa	
				α	β
Poljska	0,489	(2,0)	59,74	-0,001	-0,030
Češka	0,638	(4,4)	17,42	-0,002**	3,187
Madarska	0,580	(9,0)	22,37	0,003**	-0,380
Rumunija	0,493	(2,1)	24,85	0,003	-0,932
Srbija	0,555	(1,3)	17,49	0,005	-0,409

Simbol *, **, *** se odnosi na značajnost na nivou 10%, 5% i 1% respektivno.

Izvor: Proračun autora

ZAKLJUČAK

U ovoj doktorskoj disertaciji ekonometrijski su testirane tri značajne kontroverze u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji u grupi zemalja centralne i istočne Evrope, sa posebnim osvrtom na Srbiju. To su teorija rikardijanske jednakosti, Feldštajn-Horioka zagonetka i zagonetka nepokrivenog pariteta kamatnih stopa. Zemlje iz ove grupe zemalja su male otvorene ekonomije u razvoju, sa jakim trgovinskim i finansijskim vezama sa međunarodnim tržištem, koje su tokom prethodne tri decenije ostvarile snažan privredni rast. Ovo istraživanje je relevantno zbog toga što se većina prethodnih empirijskih istraživanja navedenih teorijskih kontroverzi odnosila na razvijene zemlje ili na heterogene skupove zemalja u razvoju. Posebno je relevantno što se status ovih kontroverzi proverava sa aspekta različitih ekonomskih stanja, kao npr. pre i nakon svetske finansijske krize iz 2008. godine, koja je dovela do promene na međunarodnom finansijskom tržištu, ali i u ekonomskim politikama razvijenih zemalja i zemalja CIE.

Doktorska disertacija sadrži tri poglavlja gde svako poglavlje predstavlja posebno empirijsko istraživanje svake pojedinačne kontroverze. U ovoj disertaciji ukupno je testirano jedanaest hipoteza u sva tri poglavlja.

U prvom poglavlju je analiziran uticaj fiskalne politike na bilans tekućeg računa, sa ciljem testiranja dva suprotstavljena teorijska pristupa, rikardijanske jednakosti i bliznačkih deficita na uzorku 14 zemalja CIE (Albanija, Bugarska, Estonija, Hrvatska, Letonija, Litvanija, Mađarska, Poljska, Rumunija, Severna Makedonija, Slovačka, Slovenija, Srbija i Češka Republika) u periodu od 2000. do 2019. godine. Korišćenjem dinamičke analize panel podataka, zaključeno je da mere fiskalne politike značajno utiču na saldo tekućeg bilansa, u pravcu da rast fiskalnih deficita dovodi do pogoršanja tekućih deficita, odbacujući teoriju rikardijanske jednakosti i potvrđujući hipotezu blizanačkih deficita. Štaviše, fiskalni bilans očišćen od uticaja cikličnih fluktuacija u BDP (ciklično prilagođeni fiskalni bilans) ima još veći uticaj na saldo tekućeg bilansa, što nedvosmisleno pokazuje da mere restriktivne fiskalne politike mogu biti efikasne u smanjivanju spoljnotrgovinskih deficita. Pored toga, pomoću interaktivnih promenljivih u dinamičkom panel modelu, utvrđeno je da mere fiskalne politike utiču na spoljnotrgovinski saldo samo u periodima visokih deficita tekućeg računa (iznad 2% BDP-a), dok u periodima suficita i niskih deficita, ne postoji statistički značajna veza. Takođe, rezultati u predkriznom i kriznom periodu ukazuju da fiskalni bilans ne utiče na saldo tekućeg računa, dok u postkriznom periodu taj uticaj je statistički značajan. Ovo je pre svega posledica uticaja svetske finansijske krize iz 2008. godine, jer usled naglog šoka u većini ključnih makroekonomskih promenljivih dolazi do promene uobičajenih ekonomskih relacija. Budući da istraživane zemlje nemaju izuzetno visoke nivoe javnog duga izražene kao udeo u BDP-u u posmatranom periodu, analiza veze između tekućih i fiskalnih deficita ne pokazuje statistički značajne razlike u odnosu na visinu javnog duga. Pored fiskalnog bilansa, analizirani panel modeli uključuju i druge relevantne determinante tekućeg bilansa (kontrolne promenljive): rast BDP-a, relativni bruto nacionalni dohodak po glavi stanovnika, efektivni realni devizni kurs, odnose razmene, otvorenost zemlje za trgovinu, energetska zavisnost zemlje, stopu izdržavanog stanovništva i plasirane kredite stanovništvu. Sprovedene analize u ovom poglavlju disertacije, doprinose postojećoj literaturi u nekoliko pravaca. Prvo, razmatranje panel podataka za 14 zemalja centralne i istočne Evrope, pruža specifičnu prednost u pogledu dubine i obuhvatnosti podataka u odnosu na prethodne analize za ovu grupu zemalja. U dosadašnjoj literaturi, ove zemlje su samo parcijalno testirane ili kao

deo neke veće grupe zemalja (Ganchev&co, 2012, Aristovnik&Djuric, 2010, Turan&Karakas, 2018). Drugo, ova analiza pruža i nove dokaze o vezi između budžetskog deficita i deficita tekućeg računa u zavisnosti od veličine salda tekućeg bilansa, perioda krize i visine javnog duga što do sada nije testirano za ovu grupu zemalja. Treće, vođenje fiskalne politike zasnovane samo na visini stvarnog fiskalnog deficita može dovesti do pogrešnih odluka, tako da ova disertacija pruža dokaze o vezi ciklično prilagođenog fiskalnog bilansa i bilansa tekućeg računa. Četvrto, ova analiza ima i praktičnu relevantnost na taj način što doprinosi razumevanju mogućnosti poboljšanja spoljnotrgovinskih ravnoteža merama fiskalne politike u različitim ekonomskim stanjima. Konačno, posebno testiranje je sprovedeno na kvartalnim podacima za Srbiju, koja takođe ukazuje na značajan uticaj fiskalnog deficita na tekuće deficite (0,36) primenom metode ONK, uopštene metode momenata (GMM) i strukturnog vektorskog autoregresionog modela (SVAR).

U drugom poglavlju ove disertacije testira se Feldštajn-Horioka zagonetka (1980) u istoj grupi zemalja kao u prethodnom poglavlju (14 zemalja CIE) za isti vremenski period (2000-2019). Feldštajn i Horioka su u svom radu iz 1980. godine na uzorku zemalja OECD pronašli da se uprkos visokoj međunarodnoj finansijskoj integrisanosti zemalja OECD, veliki deo domaćih investicija finansira iz domaće štednje (koeficijent uz štednju je iznosio čak 0,89), iako ekonomska teorija postulira da pri dovoljno visokoj kapitalnoj mobilnosti, ne bi bilo korelacije između domaćih investicija i domaće štednje. Uprkos, tehnološkom napretku u poslednjim decenijama, koji je omogućio još efikasnije prenošenje kapitala između zemalja, u empirijskim istraživanjima se i dalje dobijaju visoki koeficijenti uticaja domaće štednje na investicije u razvijenim zemljama, ali su ipak niži od 0,89 (Jansen, 2000; Blanchard & Giavazzi, 2002; Caporale et al., 2005; Evans et al., 2008; Kejriwal, 2008; Kumar & Rao, 2011; Costantini & Gutierrez, 2013; Holmes & Otero, 2014; Singh, 2013). U ovom poglavlju je istraživana status ove zagonetke u malim otvorenim ekonomijama zemalja CIE, odnosno analizirana je uloga domaće štednje u finansiranju investicija u ovim zemljama tokom celokupnog perioda posmatranja, a potom je ispitivano da li postoje razlike između predkriznog perioda i perioda nakon velike svestike finasijske krize. Zbog toga je ocenjena visina i značajnost uticaja bruto domaće štednje na bruto domaću investiciju u zemljama CIE, što je u literaturi poznato kao koeficijent zadržavanja štednje. Rezultati ovog istraživanja otkrivaju značajan i pozitivan uticaj domaće štednje na investicije, ali sa koeficijentom koji se statistički značajno razlikuje od 1 (0,47), što ukazuje na odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke u ovoj grupi zemalja. Međutim, ovo istraživanje otkriva da su koeficijenti zadržavanja štednje niži u predkriznom periodu (2000-2007) kada se njihov razvoj zasnivao na inostranom kapitalu (pretežno kroz SDI i inostrane kredite), u poređenju sa postkriznim periodom (2010-2019) kada su ostvarile značajan ekonomski napredak u konvergenciji ka razvijenijim zemljama Evrope. Dobijeni rezultati su u skladu sa nalazima u empirijskoj literaturi, ali i sa ekonomskom teorijom, jer sa ekonomskim razvojem zemalja dolazi do pada prinosa u tim zemljama, pa samim tim i smanjenja zainteresovanosti inostranog kapitala, a sa druge strane sa rastom ekonomske razvijenosti raste i domaća štednja. Takođe, rezultati ukazuju i na važnost domaće štednje u održanju dugoročne spoljnotrgovinske solventnosti ($NX = s^N - I$). Ovaj istraživački rad predstavlja prvi pokušaj da se Feldštajn-Horioka zagonetka prouči u zemljama centralne i istočne Evrope (CIE), dok primena naprednih ekonometrijskih tehnika druge generacije, poput korigovanog metoda ONK (CCEMG), omogućava donošenje pouzdanijih zaključaka o vezi između domaće štednje i investicija. Dobijeni rezultati su relevantni i za ekonomsku politiku jer pomažu u identifikovanju uloge domaće štednje u finansiranju domaćih investicija i sugerišu donosiocima mera ekonomskih politika da svoje instrumente usmere i na podsticanje domaće štednje,

a ne samo na privlačenje (subvencionisanje) stranih direktnih investicija. Između ostalog, ova disertacija na bazi teorijskih činjenica i pregleda literature, sumira niz argumenata zbog kojih se visoki uticaj domaće štednje na investicije ne može smatrati zagonetkom.

Pored analize grupe zemalja CIE, ovaj deo disertacije analizira i Feldštajn-Horioka zagonetku na kvartalnim podacima za Srbiju u periodu od 2005. do 2019. godine. Rezultati za Srbiju dobijeni su primenom metoda ONK i vektorskog autoregresionog (VAR) modela i takođe ukazuju na odbacivanje Feldštajn-Horioka zagonetke. Koeficijent zadržavanja štednje u Srbiji je vrlo nizak i iznosi samo 0,1, dok funkcija impulsnog odziva kao i Grejndžerov test uzročnosti ne pronalaze statistički značajne rezultate povezanosti između bruto domaće štednje i bruto investicija u Srbiji, što je rezultat činjenice da je Srbija sa zakašnjenjem ušla u proces tranzicije u odnosu na druge zemlje CIE, kao i da je prethodnu deceniju provela u sankcijama i ratnim konfliktima, što je uticalo na sporiji rast i razvoj u odnosu ostale zemlje CIE. Iako ima sličan trend kretanja bruto domaće štednje kao i ostale zemlje CIE, Srbija u posmatranom periodu beleži najniže prosečne stope štednje u odnosu na sve zemlje. Ovde je važno napomenuti da ekonometrijska specifikacija za Srbiju, u skup objašnjavajućih promenljivih, uključuje i pomaknutu vrednost bruto investicija, zbog visoke autokorelacije prvog reda u rezidualima, tako da je umesto statičkog modela, ocenjen dinamički model, zbog čega rezultati nisu uporedivi sa rezultatima analize grupe zemalja, gde je korišćen statički panel model.

U trećem poglavlju disertacije empirijski je testiran model nepokrivenog pariteta kamatnih stopa u zemljama CIE koje vode politiku rukovođeno fleksibilnog deviznog kursa (Poljska, Češka, Mađarska, Srbija i Rumunija) korišćenjem mesečnih podataka u periodu od 2003. do 2022. godine. Naime, teorija NPKS podrazumeva da su visoki kamatni diferencijali praćeni očekivanom depresijacijom deviznog kursa u istom iznosu, ali umesto toga, većina empirijskih studija pronalazi apresijaciju kursa što predstavlja zagonetku u međunarodnoj makroekonomiji. Kamatne stope u zemljama u razvoju obično su visoke i potencijalno privlačne investitorima. Na drugoj strani postoje faktori koji odvrćaju investitore od ulaganja u zemlje u razvoju kao što su nerazvijene institucije (visoka korupcija, pravna nesigurnost), makroekonomska nestabilnost, neizgrađena infrastruktura, politička nestabilnost i drugi. Navedene slabosti uzrokuju veće premije na rizik pri investiranju u zemlje u razvoju. Stoga, investitori pri ulaganju u zemlje u razvoju balansiraju između potencijalno visokih zarada sa jedne strane, i visokih rizika sa druge strane. Glavni cilj ovog dela disertacije je ekonometrijska ocena da li je u analiziranom periodu bilo mogućnosti za sticanje špekulativnog profita u zemljama CIE, kroz modeliranje nepokrivenog pariteta kamatnih stopa koji uključuje kamatne diferencijale korigovane za premiju na rizik zemlje. Model nepokrivenog pariteta kamatnih stopa testiran je primenom linearnog autoregresionog modela raspoređenih docnji (engl. ARDL). ARDL model omogućava dobijanje pouzdanih i konzistentnih ocena dugoročne veze između promenljivih različitih nivoa integrisanosti $I(0)$ i $I(1)$. Rezultati ocenjenih modela pokazuju da su u Srbiji i Rumuniji, pozitivni kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje, praćeni apresijacijom (jačanjem) dinara i leja, što je u skladu sa empirijskim nalazima u literaturi i poznato je kao zagonetka NPKS. U Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj nije identifikovana statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i promene deviznog kursa. U Srbiji (do 2017. godine) i Rumuniji je postojao podsticaj za krakoročno ostvarivanje špekulativnih profita, dok u ostalim analiziranim zemljama nije, što je posledica znatno nižih kamatnih diferencijala korigovanih za rizik zemlje u poređenju sa Srbijom i Rumunijom. Dodatno, u Srbiji je korišćenjem Markovljevog modela promene režima utvrđeno da se odnos između kamatnih diferencijala i promene deviznog kursa menja u zavisnosti od režima

deviznog kursa. Potreba za ovom analizom je potekla iz razloga što je u Srbiji tokom analiziranog perioda došlo do značajnih promena u monetarnoj politici deviznog kursa (Srbija od 2017. godine vodi *de facto* politiku fiksnog deviznog kursa). Rezultati ove analize sugerišu da postoje razlike u uticaju kamatnih diferencijala na promene deviznih kurseva u tri različita režima: 1. režim niske varijabilnosti kursa dinara, gde kamatni diferencijali podstiču apresijaciju dinara (uticaj kamatnog diferencijala na promene deviznog kursa iznosi -3,44) što je u skladu sa zagonetkom NPKS, 2. režim visoke varijabilnosti deviznog kursa dinara, gde i dalje važi zagonetka, s tim što kamatni diferencijali imaju blaži uticaj na apresijaciju dinara (-1,50) i 3. režim fiksnog deviznog kursa, gde ne postoji statistički značajna veza između kamatnih diferencijala i promene kursa. Dakle, kretanja deviznog kursa su pod snažnijom apresijacijom tokom perioda niske varijabilnosti.

Rezultati prikazani u ovom poglavlju doprinose literaturi, jer ranije rizik zemlje *a priori* nije razmatran kao deo NPKS modela, čime se povećava objašnjavajuća moć modela. Pored toga, primena Markovljevog modela promene režima takođe doprinosi literaturi, imajući u vidu, da prema autorovim saznanjima, ova metodologija do sada nije korišćena u analizi uslova NPKS za zemlje CIE. Pored teorijskog doprinosa, rezultati ovog dela doktorske disertacije imaju i praktičnu primenu, jer rezultati empirijskog istraživanja pomažu kreatorima monetarne politike u proceni postojećih kapitalnih kontrola, kao i potrebe za implementacijom novih.

LITERATURA

- Abbott, A. J., & Vita, G. D. (2003). Another Piece in the Feldstein—Horioka Puzzle. *Scottish Journal of Political Economy*, 50(1), 69–89. <https://doi.org/10.1111/1467-9485.00255>
- Abel, A. B. (1991). Ricardian Equivalence Theorem. In J. Eatwell, M. Milgate, & P. Newman (Eds.), *The World of Economics* (pp. 613–622). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1007/978-1-349-21315-3_83
- Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12(1), 81–96. [https://doi.org/10.1016/0164-0704\(90\)90057-H](https://doi.org/10.1016/0164-0704(90)90057-H)
- Afonso, A., & Coelho, J. C. (2022). The role of fiscal policies for external imbalances: Evidence from the European Union. *Economic Systems*, 46(2), 100985. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2022.100985>
- Afonso, A., Huart, F., Tovar Jalles, J., & Stanek, P. (2022). Twin deficits revisited: A role for fiscal institutions? *Journal of International Money and Finance*, 121, 102506. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102506>
- Alakbarov, N., & Bayar, Y. (2021). International Financial Market Integration and The Feldstein—Horioka Puzzle: Evidence from Emerging Market Economies. *Journal for Economic Forecasting*, 1, 143–165.
- Alexius, A. (2001). Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics*, 9(3), 505–517.
- Algieri, B. (2013). An empirical analysis of the nexus between external balance and government budget balance: The case of the GIIPS countries. *Economic Systems*, 37(2), 233–253. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.11.002>
- Altayligil, Y. B., & Çetrez, M. (2020). Macroeconomic, institutional and financial determinants of current account balances: A panel data assessment. *Journal of Economic Structures*, 9(1), 49. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-00225-1>
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), 598–606. <https://doi.org/10.2307/2287517>
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The ‘Life Cycle’ Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55–84.
- Andreoni, J. (1989). Giving with Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence. *Journal of Political Economy*, 97(6), 1447–1458.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Argimón, I., & Roldán, J. (1994). Saving, investment and international capital mobility in EC countries. *European Economic Review*, 38(1), 59–67. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90005-1](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90005-1)
- Aristovnik, A., & Djurić, S. (2010). Twin Deficits and the Feldstein Horioka Puzzle: A Comparison of the EU Member States and Candidate Countries. *Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 24149*, 21.
- Armstrong, H. W., Balasubramanyam, V. N., & Salisu, M. A. (1996). Domestic savings, intranational and intra-European Union capital flows, 1971–1991. *European Economic Review*, 40(6), 1229–1235. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00023-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00023-2)
- Attanasio, O., Picci, L., & Scorcu, A. (2000). Saving, Growth, and Investment: A Macroeconomic Analysis Using a Panel of Countries. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 182–211.
- Ayodeji, I. O. (2016). A Three-State Markov-Modulated Switching Model for Exchange Rates. *Journal of Applied Mathematics*, 2016, e5061749. <https://doi.org/10.1155/2016/5061749>
- Bacchetta, P., & van Wincoop, E. (2010). Infrequent Portfolio Decisions: A Solution to the Forward Discount Puzzle. *American Economic Review*, 100(3), 870–904. <https://doi.org/10.1257/aer.100.3.870>
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (2008). *Unzversztj of,Mznnesota and Federal Reserve Bank ofLblznneapolw*.
- Baharumshah, A. Z., Lau, E., & Khalid, A. M. (2006). Testing Twin Deficits Hypothesis using VARs and Variance Decomposition. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(3), 331–354. <https://doi.org/10.1080/13547860600764245>
- Bai, J. (2009). Panel Data Models With Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 77(4), 1229–1279. <https://doi.org/10.3982/ECTA6135>
- Bai, Y., & Zhang, J. (2010). Solving the Feldstein–Horioka Puzzle With Financial Frictions. *Econometrica*, 78(2), 603–632. <https://doi.org/10.3982/ECTA6619>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Bangaké, C., & Eggoh, J. (2012). Pooled Mean Group estimation on international capital mobility in African countries. *Research in Economics*, 66(1), 7–17.
- Bansal, R., & Dahlquist, M. (2000). The forward premium puzzle: Different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, 51(1), 115–144. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(99\)00039-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(99)00039-2)

- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117.
- Barro, R. J. (1989). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37–54. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.37>
- Bartkiewicz, P. (2018). The Impact of Quantitative Easing on Emerging Markets – Literature Review. *Financial Internet Quarterly*, 14(4), 67–76. <https://doi.org/10.2478/fiqf-2018-0028>
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., & Weber, A. (2014). *Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections*. International Monetary Fund.
- Baum, M. A., Poplawski-Ribeiro, M. M., & Weber, A. (2012). *Fiscal Multipliers and the State of the Economy*. International Monetary Fund.
- Bayoumi, T., Sarno, L., & Taylor, M. P. (1999). European Capital Flows and Regional Risk. *The Manchester School*, 67(1), 21–38. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00131>
- Bekaert, G., & Hodrick, R. J. (1993). On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 115–138.
- Belongia, M. T. (1986). *Estimating Exchange Rate Effects on Exports: A Cautionary Note* [Economic Research, FRB of St. Louis, Vol. 68, No. 1]. <https://doi.org/10.20955/r.68.5-16.vpp>
- Berger, T. (2012). The dynamics of short- and long-run capital mobility: Evidence from a time-varying parameter error-correction model. *Applied Economics*, 44(19), 2491–2498. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.564352>
- Bernheim, B. D. (1987a). Intergenerational Altruism and Social Welfare: A Critique of the Dynastic Model. In *NBER Working Papers* (2288; NBER Working Papers). National Bureau of Economic Research, Inc. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/2288.html>
- Bernheim, B. D. (1987b). *Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence* (Working Paper 2330). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w2330>
- Bernheim, B. D., & Bagwell, K. (1988). Is Everything Neutral? *Journal of Political Economy*, 96(2), 308–338.
- Bernheim, B. D., Shleifer, A., & Summers, L. H. (1985). The Strategic Bequest Motive. *Journal of Political Economy*, 93(6), 1045–1076.
- Bibi, N., & Jalil, A. (2016). REVISITING FELDSTEIN-HORIOKA PUZZLE: Econometric Evidences from Common Coefficient Mean Group Model. *Pakistan Economic and Social Review*, 54(2), 233–254.
- Blanchard, O. (1985). Debt, Deficits, and Finite Horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223–247. <https://doi.org/10.1086/261297>
- Blanchard, O., & Giavazzi, F. (2002). Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2002(2), 147–186.

- Bluedorn, J., & Leigh, D. (2011). Revisiting the Twin Deficits Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account. *IMF Economic Review*, 59(4), 582–602. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.21>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J.-W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45(1), 115–135. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0)
- Brennan, G., & Buchanan, J. M. (1980). The Logic of the Ricardian Equivalence Theorem. *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, 38(1), 4–16.
- Breuer, C., & Nam, C. W. (2020). *Fiscal Consolidation and the Current Account: OECD Evidence* (SSRN Scholarly Paper 3535281). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3535281>
- Brunnermeier, M. K., Nagel, S., & Pedersen, L. H. (2009). *Carry Trades and Currency Crashes* (c7286). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/nber-macroeconomics-annual-2008-volume-23/carry-trades-and-currency-crashes>
- Buch, C. M. (1999). Capital mobility and EU enlargement. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(4), 629–656. <https://doi.org/10.1007/BF02707388>
- Buchanan, J. M. (1976). Barro on the Ricardian Equivalence Theorem. *Journal of Political Economy*, 84(2), 337–342.
- Buiter, W. H. (1981). Time Preference and International Lending and Borrowing in an Overlapping-Generations Model. *Journal of Political Economy*, 89(4), 769–797. <https://doi.org/10.1086/261002>
- Burnside, C. (2014). The carry trade in industrialized and emerging markets. *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 17(2), 48–78.
- But, B., & Morley, B. (2017). The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: The role of the recent financial crisis. *Economic Systems*, 41(1), 139–150. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.05.008>
- Candian, G., & De Leo, P. (2023). *Imperfect Exchange Rate Expectations* (SSRN Scholarly Paper 3929756). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3929756>
- Caporale, G. M., Panopoulou, E., & Pittis, N. (2005). The Feldstein–Horioka puzzle revisited: A Monte Carlo study. *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1143–1149. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.003>
- Caprio, G., Jr, & Howard, D. H. (1984). *Domestic Saving, Current Accounts, and International Capital Mobility*. <https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/domestic-saving-current-accounts-and-international-capital-mobility.htm>

- Cardia, E. (1991). The dynamics of a small open economy in response to monetary, fiscal, and productivity shocks. *Journal of Monetary Economics*, 28(3), 411–434. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90033-K](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90033-K)
- Cardia, E. (1992). Crowding Out in Open Economies: Results from a Simulation Study. *Canadian Journal of Economics*, 25(3), 708–728.
- Carroll, C. D., & Weil, D. N. (1994). Saving and growth: A reinterpretation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 133–192. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(94\)90006-X](https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)90006-X)
- Cavoli, T., & Rajan, R. S. (2006). Capital Inflows Problem in Selected Asian Economies in the 1990s Revisited: The Role of Monetary Sterilization*. *Asian Economic Journal*, 20(4), 409–423. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8381.2006.00240.x>
- Chaboud, A. P., & Wright, J. H. (2005). Uncovered interest parity: It works, but not for long. *Journal of International Economics*, 66(2), 349–362. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.07.004>
- Chan, K. S., Dang, V. Q. T., Jiang, M., & Yan, I. K. M. (2011). On China's Domestic Capital Mobility and the Role of the Government: Empirical Evidence Over 1970–2006. *The World Economy*, 34(7), 1216–1236. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01374.x>
- Chang, Y., & Smith, R. T. (2014). Feldstein–Horioka puzzles. *European Economic Review*, 72, 98–112. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.09.001>
- Chen, S.-W., & Shen, C.-H. (2015). Revisiting the Feldstein–Horioka puzzle with regime switching: New evidence from European countries. *Economic Modelling*, 49, 260–269. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.03.020>
- Chinn, M. D., & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers*, 51(3), 409–430.
- Chu, K. H. (2012). The Feldstein-Horioka Puzzle and Spurious Ratio Correlation. *Journal of International Money and Finance*, 31(2), 292–309. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.11.015>
- Chudik, A., Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*, 14(1), C45–C90. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2010.00330.x>
- Coakley, J., Fuertes, A.-M., & Smith, R. (2002). A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels. *10th International Conference on Panel Data, Berlin, July 5-6, 2002*, Article B5-3. <https://ideas.repec.org//p/cpd/pd2002/b5-3.html>
- Coakley, J., Fuertes, A.-M., & Spagnolo, F. (2004). Is the Feldstein–Horioka Puzzle History? *The Manchester School*, 72(5), 569–590. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00409.x>
- Coakley, J., Hasan, F., & Smith, R. (1999). Saving, Investment, and Capital Mobility in LDCs. *Review of International Economics*, 7(4), 632–640. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00188>

- Coakley, J., & Kulasi, F. (1997). Cointegration of long span saving and investment. *Economics Letters*, 54(1), 1–6. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(96\)00920-2](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(96)00920-2)
- Coakley, J., Kulasi, F., & Smith, R. (1996). Current Account Solvency and the Feldstein—Horioka Puzzle. *The Economic Journal*, 106(436), 620–627. <https://doi.org/10.2307/2235567>
- Coakley, J., Kulasi, F., & Smith, R. (1998). The Feldstein—Horioka puzzle and capital mobility: A review. *International Journal of Finance & Economics*, 3(2), 169–188. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1158\(199804\)3:2<169::AID-IJFE74>3.0.CO;2-H](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199804)3:2<169::AID-IJFE74>3.0.CO;2-H)
- Coourdacier, N., Kollmann, R., & Martin, P. (2010). International portfolios, capital accumulation and foreign assets dynamics. *Journal of International Economics*, 80(1), 100–112. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.05.006>
- Coiteux, M., & Olivier, S. (2000). The saving retention coefficient in the long run and in the short run: Evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, 19(4), 535–548. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00014-0](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00014-0)
- Cooray, A., & Sinha, D. (2007). The Feldstein—Horioka model re-visited for African countries. *Applied Economics*, 39(12), 1501–1510. <https://doi.org/10.1080/00036840600675679>
- Corbin, A. (2001). Country specific effect in the Feldstein—Horioka paradox: A panel data analysis. *Economics Letters*, 72(3), 297–302. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00447-5](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00447-5)
- Corsetti, G., & Müller, G. J. (2006). Twin deficits: Squaring theory, evidence and common sense. *Economic Policy*, 21(48), 598–638. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2006.00167.x>
- Costantini, M., & Gutierrez, L. (2013). Capital mobility and global factor shocks. *Economics Letters*, 120(3), 513–515. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.06.008>
- Cuestas, J. C., Filipozzi, F., & Staehr, K. (2015). Uncovered Interest Parity in Central and Eastern Europe: Sample, Expectations and Structural Breaks. In *Working Papers* (2015014; Working Papers). The University of Sheffield, Department of Economics. <https://ideas.repec.org/p/shf/wpaper/2015014.html>
- Daly, V., & Siddiki, J. U. (2009). The twin deficits in OECD countries: Cointegration analysis with regime shifts. *Applied Economics Letters*, 16(11), 1155–1164. <https://doi.org/10.1080/13504850701349179>
- Darrat, A. F. (1988). Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits? *Southern Economic Journal*, 54(4), 879–887. <https://doi.org/10.2307/1059523>
- Davies, J. B. (1981). Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement. *Journal of Political Economy*, 89(3), 561–577.
- De Vita, G., & Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77(2), 293–299. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00139-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00139-8)

- Demirden, T., & Pastine, I. (1995). Flexible exchange rates and the J-curve: An alternative approach. *Economics Letters*, 48(3), 373–377. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)00634-E](https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)00634-E)
- Di Sanzo, S. (2009). Testing for linearity in Markov switching models: A bootstrap approach. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168. <https://doi.org/10.1007/s10260-007-0080-6>
- Diamond, P. A. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*, 55(5), 1126–1150.
- Dooley, M., Frankel, J., & Mathieson, D. J. (1987). International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us? *Staff Papers*, 34(3), 503–530. <https://doi.org/10.2307/3867094>
- Duran, H. E., & Ferreira-Lopes, A. (2022). The revival of the Feldstein-Horioka puzzle and moderation of capital flows after the global financial crisis (2008/09). *Research in International Business and Finance*, 60, 101580. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101580>
- Eaton, J., Kortum, S., & Neiman, B. (2016). Obstfeld and Rogoff's international macro puzzles: A quantitative assessment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 72, 5–23. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2016.06.002>
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009, October 7). *Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator* [MPRA Paper]. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692/>
- Eldemerdash, H., Metcalf, H., & Maioli, S. (2014). Twin deficits: New evidence from a developing (oil vs. non-oil) countries' perspective. *Empirical Economics*, 47(3), 825–851. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0771-9>
- Engel, C. (1996). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3(2), 123–192.
- Engel, C. (2016). Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium. *American Economic Review*, 106(2), 436–474. <https://doi.org/10.1257/aer.20121365>
- Engel, C., & Hamilton, J. (1990). Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It? *American Economic Review*, 80(4), 689–713.
- Engel, C., & Kletzer, K. (1989). Saving and Investment in an Open Economy with Non-traded Goods. *International Economic Review*, 30(4), 735–752.
- Essay on the Funding System (Illustrated) ebook by David Ricardo*. (n.d.). Rakuten Kobo. Retrieved 7 September 2021, from <https://www.kobo.com/us/en/ebook/essay-on-the-funding-system-illustrated>
- Evans, P. (1986). Is the dollar high because of large budget deficits? *Journal of Monetary Economics*, 18(3), 227–249. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(86\)90038-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(86)90038-3)

- Evans, P., Kim, B.-H., & Oh, K.-Y. (2008). Capital mobility in saving and investment: A time-varying coefficients approach. *Journal of International Money and Finance*, 27(5), 806–815. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.04.005>
- Eyuboglu, S., & Uzar, U. (2020). Is the Feldstein–Horioka puzzle valid in lucky seven countries? *The Journal of International Trade & Economic Development*, 29(4), 399–419. <https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1694965>
- Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319–338. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90046-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90046-1)
- Fatás, A., & Mihov, I. (2003). The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion*. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1419–1447. <https://doi.org/10.1162/003355303322552838>
- Fazio, G., MacDonald, R., & Melitz, J. (2008). Trade costs, trade balances and current accounts: An application of gravity to multilateral trade. *Open Economies Review*, 19(5), 557–578. <https://doi.org/10.1007/s11079-008-9082-8>
- Felcser, D., & Vonnák, B. (2014). *Carry Trade, Uncovered Interest Parity and Monetary Policy* (MNB Working Paper 2014/3). Magyar Nemzeti Bank (Central Bank of Hungary). https://econpapers.repec.org/paper/mnbwpaper/2014_2f3.htm
- Feldstein, M. (1983). Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run. *European Economic Review*, 21(1–2), 129–151.
- Feldstein, M., & Bacchetta, P. (1989). *National Saving and International Investment* (Working Paper 3164). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w3164>
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic Savings and International Capital Flows. *Economic Journal*, 90(358), 314–329.
- Ferreira, A. L. (2004). *Leaning against the parity* (Working Paper 04,13). Department of Economics Discussion Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/68128>
- Ferreira, A. L. (2009). Is it risk?: An automated approach to explain the ex ante UIP deviations of Brazil. *Cuadernos de Economía*, 46(133), 52–66. <https://doi.org/10.4067/S0717-68212009000100003>
- Fidrmuc, J. (2003). The Feldstein–Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries. *Economic Change and Restructuring*, 36(2), 135–152.
- Filipozzi, F., & Staehr, K. (2012). Uncovered Interest Parity in Central and Eastern Europe: Convergence and the Global Financial Crisis. *Estonian Discussions on Economic Policy*, 20(1), Article 1. <https://doi.org/10.15157/tpep.v20i1.775>
- Fisher, M. E., & Seater, J. J. (1993). Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework. *American Economic Review*, 83(3), 402–415.
- Flood, R. P., & Rose, A. K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49(2), 252–266. <https://doi.org/10.2307/3872485>

- Ford, N., & Horioka, C. Y. (2017). The ‘real’ explanation of the Feldstein–Horioka puzzle. *Applied Economics Letters*, 24(2), 95–97. <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1164814>
- Forte, F., & Magazzino, C. (2013). Twin Deficits in the European Countries. *International Advances in Economic Research*, 19(3), 289–310.
- Forte, F., & Magazzino, C. (2015). Ricardian equivalence and twin deficits hypotheses in the euro area. *Journal of Social and Economic Development*, 17(2), 148–166. <https://doi.org/10.1007/s40847-015-0013-4>
- Fouquau, J., Hurlin, C., & Rabaud, I. (2008). The Feldstein–Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284–299. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.008>
- Frankel, J. (1992). Measuring International Capital Mobility: A Review. *American Economic Review*, 82(2), 197–202.
- Frankel, J. A. (1985). *International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?* (w1773). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w1773>
- Frenkel, Jacob A. & Razin, Assaf. (1992). *Fiscal Policies and the World Economy*. Cambridge, MA: MIT Press. <https://www.abebooks.co.uk/book-search/title/fiscal-policies-and-the-world-economy/author/frenkel-razin/>
- Friedman, M. (1957). Introduction to “A Theory of the Consumption Function”. In *A Theory of the Consumption Function* (pp. 1–6). Princeton University Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/theory-consumption-function/introduction-theory-consumption-function>
- Froot, K. A., & Frankel, J. A. (1989). Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?*. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 139–161. <https://doi.org/10.2307/2937838>
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179–192. <https://doi.org/10.1257/jep.4.3.179>
- Furceri, D., & Zdzienicka, A. (2020). Twin Deficits in Developing Economies. *Open Economies Review*, 31(1), 1–23.
- Ganchev, G. T., Stavrova, E., & Tsenkov, V. (2012). Testing the Twin Deficit Hypothesis: The Case of Central and Eastern Europe Countries. *International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences*, 2(1), Article 1.
- Garin, J., Lester, R., College, C., & Sims, E. (2021). *Intermediate Macroeconomics*.
- Gechert, S., & Will, H. (2012). *Fiscal Multipliers: A Meta Regression Analysis* (Working Paper 97). IMK Working Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/105964>
- Georgopoulos, G., & Hejazi, W. (2009). The Feldstein–Horioka puzzle revisited: Is the home-bias much less? *International Review of Economics & Finance*, 18(2), 341–350.

- Georgopoulos, G. J., & Hejazi, W. (2005). Feldstein–Horioka meets a time trend. *Economics Letters*, 86(3), 353–357. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.07.020>
- Ghosh, A. R., & Ostry, J. D. (1995). The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach. *The World Bank Economic Review*, 9(2), 305–333. <https://doi.org/10.1093/wber/9.2.305>
- Golub, S. S. (1990). International capital mobility: Net versus gross stocks and flows. *Journal of International Money and Finance*, 9(4), 424–439. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90020-Z](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90020-Z)
- Gómez, V., & Maravall, A. (1996). *Programs TRAMO and SEATS, Instruction for User (Beta Version: September 1996)* [Working Paper]. Banco de España. <https://econpapers.repec.org/paper/bdewpaper/9628.htm>
- Gottschalk, J. (2001). *An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models* (Working Paper 1072). Kiel Working Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/17887>
- Groth, C. (2015). *Lecture Notes in Macroeconomics*. 16.
- Grubišić, Z., Kamenković, S., & Zdravković, A. (2018). Impact of government balance and exchange rate regime on current account during the economic cycle: Evidence from CEE countries. *Zbornik Radova Ekonomskog Fakulteta u Rijeci: Časopis Za Ekonomsku Teoriju i Praksu*, 36(1), Article 1.
- Halova, K., & Horvath, R. (2015). International Spillovers of ECB’s Unconventional Monetary Policy: The Effect on Central and Eastern Europe. *Working Papers*, Article 351. <https://ideas.repec.org/p/ost/wpaper/351.html>
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- Haug, A. A. (1990). Ricardian Equivalence, Rational Expectations and the Permanent Income Hypothesis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(3), 305–326. <https://doi.org/10.2307/1992562>
- Hayford, M. (1989). Liquidity Constraints and the Ricardian Equivalence Theorem: Note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3), 380–387. <https://doi.org/10.2307/1992420>
- Herwartz, H., & Xu, F. (2010). A Functional Coefficient Model View of the Feldstein-Horioka Puzzle. 29, 37–54. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.12.001>
- Ho, T.-W. (2003). The saving-retention coefficient and country-size: The Feldstein–Horioka puzzle reconsidered. *Journal of Macroeconomics*, 25(3), 387–396. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(03\)00044-2](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(03)00044-2)

- Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- Hoffmann, M. (2004). International capital mobility in the long run and the short run: Can we still learn from saving–investment data? *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 113–131. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.08.006>
- Hogendorn, C. (1998). Capital Mobility in Historical Perspective. *Journal of Policy Modeling*, 20(2), 141–161. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(96\)00070-1](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(96)00070-1)
- Holmes, M. J., & Otero, J. (2014). Re-examining the Feldstein–Horioka and Sachs’ views of capital mobility: A heterogeneous panel setup. *International Review of Economics & Finance*, 33, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.03.002>
- Hutchison, M., & Pigott, C. (1984). Budget deficits, exchange rates and the current account: Theory and U. S. evidence. *Economic Review, Fall*, 5–25.
- Hutchison, M., & Pyle, D. (1984). The real interest rate/budget deficit link: International evidence 1973–82. *Economic Review, Fall*, 26–35.
- Irاندoust, M. (2019). Saving and investment causality: Implications for financial integration in transition countries of Eastern Europe. *International Economics and Economic Policy*, 16(2), 397–416. <https://doi.org/10.1007/s10368-017-0390-6>
- Isaksson, A. (2001). Financial liberalisation, foreign aid, and capital mobility: Evidence from 90 developing countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11(3), 309–338. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(01\)00042-7](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(01)00042-7)
- Ismailov, A., & Rossi, B. (2018). Uncertainty and deviations from uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, 88(C), 242–259.
- Ito, H., & Chinn, M. D. (2007). *Price-Based Measurement of Financial Globalization: A Cross-Country Study of Interest Rate Parity* (SSRN Scholarly Paper ID 1022820). Social Science Research Network. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0106.2007.00379.x>
- Jansen, W. J. (2000). International capital mobility: Evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, 19(4), 507–511. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00015-2](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00015-2)
- Jiang, C., Li, X.-L., Chang, H.-L., & Su, C.-W. (2013). Uncovered interest parity and risk premium convergence in Central and Eastern European countries. *Economic Modelling*, 33, 204–208. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.04.025>
- Jiang, M. (2014). Saving–investment Association and Regional Capital Mobility in China: A Nonparametric Panel Approach. *Pacific Economic Review*, 19(2), 184–200. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12026>
- Johnson, M. A., & Lamdin, D. J. (2014). Investment and saving and the euro crisis: A new look at Feldstein–Horioka. *Journal of Economics and Business*, 76, 101–114. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2014.05.002>

- Jos Jansen, W. (1996). Estimating saving-investment correlations: Evidence for OECD countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*, 15(5), 749–781. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(96\)00034-4](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00034-4)
- Josifidis, K., Dragutinović-Mitrović, R., & Bodor, S. (2021). The effect of fiscal deficits on the external imbalances in the European Union. *Panoeconomicus*, 68(5), 625–652.
- Juselius, K., & Assenmacher, K. (2017). Real exchange rate persistence and the excess return puzzle: The case of Switzerland versus the US. *Journal of Applied Econometrics*, 32(6), 1145–1155. <https://doi.org/10.1002/jae.2562>
- Kalemli-Özcan, Şebnem, & Varela, L. (2021). *Five Facts about the UIP Premium* (Working Paper 28923; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w28923>
- Kapetanios, G., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, 160(2), 326–348. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.10.001>
- Karahan, Ö., Yılgör, M., & Öndes, H. (2020). Assessing the Financial Integration of Eastern European Countries. In A. Śliwiński, P. Polychronidou, & A. Karasavoglou (Eds.), *Economic Development and Financial Markets: Latest Research and Policy Insights from Central and Southeastern Europe* (pp. 103–115). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-030-32426-1_6
- Kasuga, H. (2004). Saving–investment correlations in developing countries. *Economics Letters*, 83(3), 371–376. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.11.017>
- Katsimi, M., & Moutos, T. (2009). A Note on Human Capital and the Feldstein–Horioka Puzzle*. *The Manchester School*, 77(3), 398–409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2009.02103.x>
- Kejriwal, M. (2008). Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(1). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1467>
- Khalid, A. M., & Guan, T. W. (1999). Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons. *Empirical Economics*, 24(3), 389–402. <https://doi.org/10.1007/s001810050062>
- Khan, S. (2017). The savings and investment relationship: The Feldstein–Horioka puzzle revisited. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 324–332. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.02.002>
- Kim, C.-H., & Kim, D. (2006). Does Korea have twin deficits? *Applied Economics Letters*, 13(10), 675–680. <https://doi.org/10.1080/13504850500404910>
- Kim, H., Oh, K.-Y., & Jeong, C.-W. (2005). Panel cointegration results on international capital mobility in Asian economies. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 71–82. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.10.006>

- Kim, S. H. (2001). The saving–investment correlation puzzle is still a puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 20(7), 1017–1034. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(01\)00030-4](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(01)00030-4)
- Kim, S., Kim, S. H., & Wang, Y. (2007). Saving, investment and international capital mobility in East Asia. *Japan and the World Economy*, 19(2), 279–291. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2006.05.001>
- 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), 362–383. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.05.012>
- Ko, J.-H., & Funashima, Y. (2019). On the Sources of the Feldstein–Horioka Puzzle across Time and Frequencies. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(4), 889–910. <https://doi.org/10.1111/obes.12293>
- Kouassi, E., Mougoué, M., & Kymn, K. O. (2004). Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, 29(3), 503–525. <https://doi.org/10.1007/s00181-003-0181-5>
- Krol, R. (1996). International capital mobility: Evidence from panel data. *Journal of International Money and Finance*, 15(3), 467–474. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(96\)00014-9](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00014-9)
- Krugman, P. R., Baldwin, R. E., Bosworth, B., & Hooper, P. (1987). The Persistence of the U.S. Trade Deficit. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1987(1), 1–55. <https://doi.org/10.2307/2534513>
- Kumar, S., & Rao, B. B. (2011). A Time-series Approach to the Feldstein–Horioka Puzzle with Panel Data from the OECD Countries. *The World Economy*, 3(34), 473–485. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01326.x>
- Kumar, S., Sen, R., & Srivastava, S. (2014). Does Economic Integration Stimulate Capital Mobility? An Analysis of Four Regional Economic Communities in Africa. *Working Papers*, Article 2014–05. <https://ideas.repec.org/p/aut/wpaper/201405.html>
- Leachman, L. L. (1991). Saving, investment, and capital mobility among OECD countries. *Open Economies Review*, 2(2), 137–163. <https://doi.org/10.1007/BF01886897>
- Leblang, D., & Bernhard, W. (2000). The Politics of Speculative Attacks in Industrial Democracies. *International Organization*, 54(2), 291–324. <https://doi.org/10.1162/002081800551181>
- Lemmen, J. J. G., & Eijffinger, S. C. W. (1995). The quantity approach to financial integration: The Feldstein–Horioka criterion revisited. *Open Economies Review*, 6(2), 145–165. <https://doi.org/10.1007/BF01001234>
- Levi, M. D. (2005). *International Finance (Chapter 8)*. Routledge.
- Levy, D. (2000). Investment–Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence from Century Long U.S. Time Series. *Review of Economic Dynamics*, 3(1), 100–136. <https://doi.org/10.1006/redy.1999.0060>

- Lopez, & Stracca. (2021). *Changing patterns of capital flows*. Bank for International Settlements.
- Lothian, J. R. (2016). Uncovered interest parity: The long and the short of it. *Journal of Empirical Finance*, 36, 1–7. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.12.001>
- Lothian, J., & Wu, L. (2011). Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(3), 448–473.
- Magazzino, C. (2012). *The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Italy* (SSRN Scholarly Paper 2333444). <https://papers.ssrn.com/abstract=2333444>
- Mamingi, N. (1997). Saving-investment correlations and capital mobility: The experience of developing countries. *Journal of Policy Modeling*, 19(6), 605–626. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(96\)00072-5](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(96)00072-5)
- Mason, A. (1988). Saving, Economic Growth, and Demographic Change. *Population and Development Review*, 14(1), 113–144. <https://doi.org/10.2307/1972502>
- Matę, A. (2019). Interactions between the budget and the current account balance: Twin deficits in selected Central and East European countries. *Journal of Management and Financial Sciences*, 38, Article 38.
- McCallum, B. T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 105–132. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90016-7)
- Miller, M. S. (1988). Are saving and investment co-integrated? - ScienceDirect. *Economics Letters*, 27(1), 31–34.
- Mladenovic, Z., & Nojkovic, A. (2021). *Primenjena analiza vremenskih serija*. CID Ekonomski fakultet u Beogradu. <http://cid.ekof.bg.ac.rs/shop/domaca-izdanja/statistika-i-matematika/primenjena-analiza-vremenskih-serija/>
- Mladenović, Z., & Rašković, J. (2018). Econometric testing of uncovered interest rate parity in Serbia. *Economic Annals*, 63(216), 35–61.
- Modigliani, F. (1970). The Life Cycle Hypothesis of Saving and Inter-Country Differences in the Saving Ratio. In *Induction, Growth, and Trade: Essays in Honor of Sir Roy Harrod* (W. A. Eltis). Clarendon Press, London.
- Modigliani, F. (1986). Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations. *American Economic Review*, 3(76), 297–313.
- Mohammadi, H. (2004). Budget deficits and the current account balance: New evidence from panel data. *Journal of Economics and Finance*, 28(1), 39–45. <https://doi.org/10.1007/BF02761453>
- Mohan, R. (2006). Causal Relationship Between Savings And Economic Growth In Countries With Different Income Levels. *Economics Bulletin*, 5(3), 1–12.
- Moreno, R. (1997). Saving-investment dynamics and capital mobility in the US and Japan. *Journal of International Money and Finance*, 16(6), 837–863. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(97\)00040-5](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(97)00040-5)

- Mousavi, N., & Monjazez, M. (2014). *The Impact of growth rate of real GDP per capita on the savings rate in Iran and some developing and developed selected countries.*
- Murphy, R. G. (1984). Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 3(3), 327–342. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(84\)90017-2](https://doi.org/10.1016/0261-5606(84)90017-2)
- Murthy, V. N. R., & Ketenci, N. (2020). Capital mobility in Latin American and Caribbean countries: New evidence from dynamic common correlated effects panel data modeling. *Financial Innovation*, 6(1), 48. <https://doi.org/10.1186/s40854-020-00204-2>
- Murthy, V. N. R., & Ketenci, N. (2021). The Feldstein–Horioka hypothesis for African countries: Evidence from recent panel error-correction modelling. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 5762–5774. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2092>
- Nickel, C., & Vansteenkiste, I. (2008). *Fiscal policies, the current account and Ricardian equivalence.* European Central Bank, Working Paper Series No 935. http://ssrn.com/abstract_id=1243262
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426.
- Nikiforos, M., Carvalho, L., & Schoder, C. (2015). “Twin deficits” in Greece: In search of causality. *Journal of Post Keynesian Economics*, 38(2), 302–330. <https://doi.org/10.1080/01603477.2015.1065675>
- Obadic, A., Globan, T., & Nadoveza, O. (2014). Contradicting the twin deficits hypothesis: The role of tax revenues composition. *Panaeconomicus*, 61(6), 653–667. <https://doi.org/10.2298/PAN1406653O>
- Obstfeld, M. (1985). *Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement* (w1692). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w1692>
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). *The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?* (Working Paper 7777). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7777>
- Ogbonna, B. (2013). TWIN DEFICITS OR RICARDIAN EQUIVALENCE HYPOTHESIS: EVIDENCE FROM NIGERIA. *Journal of Banking*, 7(1), 1–48.
- Özdemir, O. (2022). High-Income Countries and Feldstein-Horioka Puzzle: Econometric Evidence from Dynamic Common-Correlated Effects Model. *Journal for Economic Forecasting*, 1, 45–67.
- Ozdemir, Z. A., & Olgun, H. (2009). The Feldstein—Hoiroka puzzle across countries. *Applied Economics*, 41(2), 237–247.
- Özmen, E., & Parmaksız, K. (2003). Policy regime change and the Feldstein–Horioka puzzle: The UK evidence. *Journal of Policy Modeling*, 25(2), 137–149. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(02\)00208-9](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00208-9)

- Pasricha, G. K. (2006, December). *Survey of Literature on Covered and Uncovered Interest Parities* [MPRA Paper]. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/22737/>
- Payne, J. E., & Kumazawa, R. (2006). Capital Mobility and the Feldstein–Horioka Puzzle: Re-Examination of Less Developed Countries*. *The Manchester School*, 74(5), 610–616. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2006.00512.x>
- Pelgrin, F., & Schich, S. (2008). International capital mobility: What do national saving–investment dynamics tell us? *Journal of International Money and Finance*, 27(3), 331–344. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.01.001>
- Penati, A., & Dooley, M. P. (1984). Current Account Imbalances and Capital Formation in Industrial Countries, 1949–81. *IMF Staff Papers*, 1984(001). <https://doi.org/10.5089/9781451956672.024.A001>
- Persson, T., & Svensson, L. (1985). Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later. *Journal of Political Economy*, 93(1), 43–65. <https://doi.org/10.1086/261286>
- Pesaran, M. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967–1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371–413). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Large panels with common factors and spatial correlation. *Journal of Econometrics*, 161(2), 182–202. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.12.003>
- Pesaran, M., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50–93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Petreska, D., & Mojsoska-Blazevski, N. (2013). The Feldstein-Horioka puzzle and transition economies. *Economic Annals*, 58(197), 23–45.
- Petrovic, P. (2013). Feldstein-Horioka puzzle: A myth or reality: Case of Serbia. *Industrija*, 41. <https://doi.org/10.5937/industrija41-3645>

- Piersanti, G. (2000). Current account dynamics and expected future budget deficits: Some international evidence. *Journal of International Money and Finance*, 19(2), 255–271. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00004-8](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00004-8)
- Plakandaras, V., Gogas, P., & Papadimitriou, T. (2018). *A Re-Evaluation of the Feldstein-Horioka Puzzle in the Eurozone* (SSRN Scholarly Paper 3275922). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3275922>
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1987). Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving. *Journal of Monetary Economics*, 20(2), 369–391. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(87\)90021-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(87)90021-3)
- Rašković, J. (2011). *Uncovered interest rate parity condition: Case of CEE countries*. Master thesis, Faculty of Economics, University of Belgrade.
- Rašković, J. (2022). Fiskalni i tekući bilans u zemljama centralne i istočne Evrope: Primena dinamičkog panel modela. *XLIX Simpozijum o Operacionim Istraživanjima, Zbornik Radova*.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–376. <https://doi.org/10.1162/003465302317411604>
- Raza, H., Zoega, G., & Kinsella, S. (2018). Asymmetries exist in the Feldstein–Horioka relationship. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(6), 667–684. <https://doi.org/10.1080/09638199.2017.1418412>
- Rocha, F. (2003). Correlação Feldstein-Horioka: Indicador de mobilidade de capitais ou de solvência? *Brazilian Journal of Political Economy*, 23, 3–11. <https://doi.org/10.1590/0101-31572004-0702>
- Rocha, F. (2009). Heterogeneity, saving-investment dynamics and capital mobility in Latin America. *Empirical Economics*, 36(3), 611–619. <https://doi.org/10.1007/s00181-008-0215-0>
- Rojas-Suárez, L., & Sotelo, S. (2007). The Burden of Debt: An Exploration of Interest Rate Behavior in Latin America. *Contemporary Economic Policy*, 25(3), 387–414. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2007.00044.x>
- Roodman, D. (2009). How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Rosensweig, J. A., & Tallman, E. W. (1991). Investigating U.S. government and trade deficits. *Economic Review*, May, 1–11.
- Rossini, G., & Zanghieri, P. (2003). A simple test of the role of foreign direct investment in the Feldstein-Horioka puzzle. *Applied Economics Letters*, 10(1), 39–41. <https://doi.org/10.1080/13504850210161869>
- Salvatore, D. (2006). Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances. *Journal of Policy Modeling*, 28(6), 701–712. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.06.003>

- Sarmidi, T., & Salleh, N. H. M. (2011). Time horizon and uncovered interest parity in emerging economies. *Asian Academy of Management Journal*, 16(2), 107–130.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (1998a). Exchange controls, international capital flows and saving–investment correlations in the UK: An empirical investigation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 134(1), 69–98. <https://doi.org/10.1007/BF02707579>
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (1998b). Savings–Investment Correlations: Transitory versus Permanent. *The Manchester School*, 66(S), 17–38. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.66.s.2>
- Schmidt, C. (2007). Saving–investment Correlations in Response to Monetary Policy Shocks: New Insights into the Feldstein–Horioka Puzzle? *Open Economies Review*, 18(3), 347–367. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9043-7>
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature*, 31(1), 142–190.
- Şen, H., & Kaya, A. (2018). Are the Twin or Triple Deficits Hypotheses Applicable to Post-Communist Countries? *Panoeconomicus*, 67(4), Article 4. <https://doi.org/10.2298/PAN170721028S>
- Seo, M. H., & Shin, Y. (2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 195(2), 169–186. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.03.005>
- Si, D., Su, C.-W., Lu, K.-M., & Doong, S.-C. (2017). Does the Uncovered Interest Parity Hold? Evidence for Central and Eastern European Countries. *Economic Research Guardian*, 7(1), 24–39.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Singh, T. (2007). Intertemporal Optimizing Models Of Trade And Current Account Balance: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 25–64.
- Singh, T. (2013). International mobility of capital in the OECD countries: A robust evidence from panel data estimators. *Applied Economics Letters*, 20(7), 692–696.
- Singh, T. (2016). Rhetorics of saving–investment correlations and the international mobility of capital: A survey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(5), 636–690. <https://doi.org/10.1080/09638199.2015.1118526>
- Sinha, T., & Sinha, D. (2004). The mother of all puzzles would not go away. *Economics Letters*, 82(2), 259–267. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.06.002>
- Sinn, S. (1992). Saving–Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *The Economic Journal*, 102(414), 1162–1170. <https://doi.org/10.2307/2234383>
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Stock, J., & Yogo, M. (2005). *Identification and Inference for Econometric Models* (pp. 80–108). Cambridge University Press.

- Šulíková, V., & Tykhonenko, A. (2017). The Impact Of Public Debt On The Twin Imbalances In Europe: A Threshold Model. *Economic Annals*, 62(213), 27–44.
- Taylor, A. M. (1996). *International Capital Mobility in History: The Saving-Investment Relationship* (Working Paper 5743). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5743>
- Taylor, A. M. (2002). A century of current account dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 725–748. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(02\)00020-7](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(02)00020-7)
- Teal, F., & Eberhardt, M. (2010). *Productivity analysis in global manufacturing production*. <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:f9d91b40-d8b7-402d-95eb-75a9cbdc0000>
- Telatar, E., Telatar, F., & Bolatoglu, N. (2007). A regime switching approach to the Feldstein-Horioka puzzle: Evidence from some European countries. *Journal of Policy Modeling*, 29(3), 523–533.
- ter Ellen, S., Verschoor, W., & Zwinkels, R. (2013). Dynamic expectation formation in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 37(C), 75–97.
- Tesar, L. L. (1991). Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, 31(1), 55–78. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(91\)90056-C](https://doi.org/10.1016/0022-1996(91)90056-C)
- Thornton, D. L., & Batten, D. S. (1985). Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2), 164–178. <https://doi.org/10.2307/1992331>
- Tobin, J. (1967). Life Cycle Saving and Balanced Growth. In *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher* (W. Fellner). Wiley, New York.
- Tosun, M. U., Iyidogan, P. V., & Telatar, E. (2014). The Twin Deficits in Selected Central and Eastern European Economies: Bounds Testing Approach with Causality Analysis. *Romanian Journal for Economic Forecasting*, 17(2), 141–160.
- Trachanas, E., & Katrakilidis, C. (2013). The dynamic linkages of fiscal and current account deficits: New evidence from five highly indebted European countries accounting for regime shifts and asymmetries. *Economic Modelling*, 31, 502–510. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.12.026>
- Triandafil, C. M., & Richter, C. (2012). Testing the UIP Theory in the CEE Countries. Evidence from the Garch Models. In *Working Papers* (2012.8; Working Papers). International Network for Economic Research - INFER. <https://ideas.repec.org/p/inf/wpaper/2012.8.html>
- Turan, T., & Karakas, M. (2018). Asymmetries in twin deficit hypothesis: Evidence from CEE countries. *Ekonomický Časopis (Journal of Economics)*, 66(6), 580–597.
- Valchev, R. (2020). Bond Convenience Yields and Exchange Rate Dynamics. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 124–166. <https://doi.org/10.1257/mac.20170391>

- Vamvakidis, M. A., & Wacziarg, R. (1998). *Developing Countries and the Feldstein-Horioka Puzzle*. International Monetary Fund.
- Vamvoukas, G. A. (1999). The twin deficits phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9), 1093–1100. <https://doi.org/10.1080/000368499323571>
- Vasilyev, D., Busygin, V., & Busygin, S. (2017). Testing and interpreting uncovered interest parity in Russia. *Russian Journal of Economics*, 3(2), 158–173. <https://doi.org/10.1016/j.ruje.2017.06.003>
- Vasudeva Murthy, N. R. (2009). The Feldstein–Horioka puzzle in Latin American and Caribbean countries: A panel cointegration analysis. *Journal of Economics and Finance*, 33(2), 176–188. <https://doi.org/10.1007/s12197-008-9051-5>
- Vieira, F. V., & MacDonald, R. (2020). The role of exchange rate for current account: A panel data analysis. *Economia*, 21(1), 57–72. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2020.05.002>
- Volcker, P. A. (1987). Facing up to the Twin Deficits. *Challenge*, 30(6), 31–36. <https://doi.org/10.1080/05775132.1987.11471213>
- Vos, R. (1988). Savings, investment and foreign capital flows: Have capital markets become more integrated? *The Journal of Development Studies*, 24(3), 310–334. <https://doi.org/10.1080/00220388808422072>
- Weil, P. (1989). Overlapping families of infinitely-lived agents. *Journal of Public Economics*, 38(2), 183–198. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(89\)90024-8](https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90024-8)
- Wold, H. O. A. (1951). Dynamic Systems of the Recursive Type: Economic and Statistical Aspects. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics (1933-1960)*, 11(3/4), 205–216.
- Wolf, M. (2005). *Why Globalization Works* (2nd edition). Yale University Press.
- Wong, D. Y. (1990). What do saving-investment relationships tell us about capital mobility? *Journal of International Money and Finance*, 9(1), 60–74. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90005-K](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90005-K)
- Wooldridge, J. M. (2003). Cluster-Sample Methods in Applied Econometrics. *American Economic Review*, 93(2), 133–138. <https://doi.org/10.1257/000282803321946930>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). MIT Press.
- Yersh, V. (2022). Capital mobility in Latin American and Caribbean countries: Alternative view on the “Feldstein-Horioka” coefficient. *International Journal of Emerging Markets*, ahead-of-print(ahead-of-print). <https://doi.org/10.1108/IJOEM-04-2021-0533>
- Younas, J., & Chakraborty, D. (2011). Globalization and the Feldstein–Horioka puzzle. *Applied Economics*, 43(16), 2089–2096. <https://doi.org/10.1080/00036840903035985>
- Zietz, J., & Pemberton, D. K. (1990). The U. S. Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model. *Southern Economic Journal*, 57(1), 23–34. <https://doi.org/10.2307/1060475>

Zildžović, E. (2015). The sustainability of Serbia's external position: The impact of fiscal adjustment and external shocks. *Economic Annals*, 60(204), 31–60.
<https://doi.org/DOI:10.2298/EKA1504031Z>

SPISAK TABELA

Tabela 1.1 Spisak promenljivih koje su korišćene u analizi

Tabela 1.2 Koeficijenti korelacije

Tabela 1.3 Deskriptivne statistike korišćenih promenljivih za period od 2000-2019. godine

Tabela 1.4 Dinamički panel model: AH pristup instrumentalnih promenljivih – zemlje CIE

Tabela 1.5 Dinamički panel model: uticaj CPFb na TB (AH pristup IP), zemlje CIE

Tabela 1.6 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: deficit TB vs. suficit TB, zemlje CIE

Tabela 1.7 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: deficit TB iznad 2% BDP-a vs. deficit TB ispod 2% BDP-a, zemlje CIE

Tabela 1.8 Uticaj fiskalnog bilansa na tekući bilans: predkrizni/krizni period vs. postkrizni period, zemlje CIE

Tabela 1.9 Veza između fiskalnog i tekućeg bilansa u zavisnosti od visine javnog duga, zemlje CIE

Tabela 1.10 Dinamički panel model: zemlje CIE u Evropskoj Uniji

Tabela 1.11 Variranje skupa objašnjavajućih promenljivih 1 (uključivanje inflacije), CIE

Tabela 1.12 Variranje skupa objašnjavajućih promenljivih 2 (uključivanje NIA), zemlje CIE

Tabela 1.13 Lista promenljivih koje su korišćene u analizi, Srbija

Tabela 1.14 Deskriptivna statistika promenljivih u periodu od 2005Q1 do 2020Q1, Srbija

Tabela 1.15 Koeficijenti korelacije promenljivih (Srbija)

Tabela 1.16 Rezultati testova jediničnog korena svih promenljivih (Srbija)

Tabela 1.17 Model blizanačkih deficita za Srbiju - GMM/IP metod ocene

Tabela 1.18 Model blizanačkih deficita za Srbiju – ONK ocene

Tabela 1.19 Testovi specifikacije VAR(1) modela (Srbija)

Tabela 1.20 Grejndžerov test uzročnosti (Srbija)

Tabela 1.21 Dekompozicija varijanse greške modela, model blizanačkih deficita (Srbija)

Tabela 1.22 Strukturni VAR model – pregled tekućih uticaja u Srbiji

Tabela A1.1 Rezultati testova jediničnog korena za nivoe serija u zemljama CIE

Tabela A1.2 Rezultati testova jediničnog korena za prvu diferencu nestacionarnih serija (CIE)

Tabela A1.3 Statički panel model sa konstantnim regresionim parametrima (*pooled panel*), CIE

Tabela A1.4 Dinamički panel model ocenjen metodom ONK, zemlje CIE

Tabela A1.5 Testiranje postojanja fiksnih i vremenskih efekata, zemlje CIE

Tabela A1.6 Dinamički panel model sa fiksnim efektima ocenjen metodom ONK, zemlje CIE

Tabela A1.7 Dinamički panel model sa fiksnim efektima, *Prais-Winsten* metodologija, zemlje CIE

Tabela A1.8 Dinamički panel model: Fiskalna ekspanzija vs. fiskalna konsolidacija (AH pristup IP), zemlje CIE

Tabela 2.1 Stope štednje i investicija - deskriptivna statistika za zemlje CIE (2000-2019)

Tabela 2.2 Test unakrsne međuzavisnosti i homogenosti nagiba

Tabela 2.3 Pesaranov test jediničnog korena u panelu (CIPS test)^a

Tabela 2.4 Ocena koeficijenta zadržavanja štednje u zemljama CIE (korigovani metod ONK, engl.CCEMG)

Tabela 2.5 Ocena koeficijenta zadržavanja štednje po zemljama CIE (korigovani metod ONK, engl. CCEMG)

Tabela 2.6 Pozitivna korelacija I/BDP i S/BDP vs. negativna korelacija (korigovani metod ONK, engl. CCEMG), zemlje CIE

Tabela 2.7 Korigovani metod ONK (engl. CCEMG) u zemljama CIE članicama EU

Tabela 2.8 Deskriptivna statistika analiziranih promenljivih u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

Tabela 2.9 Feldštajn-Horioka zagonetka za Srbiju (2005Q1-2020Q1) – metod ONK

Tabela 2.10 Feldštajn-Horioka zagonetka u Srbiji (2005Q1-2020Q1) – GMM metod

Tabela 2.11 Testovi specifikacije VAR(3) modela (2005Q1-2020Q1) – Srbija

Tabela 2.12 Grejndžerov test uzročnosti – slučaj Srbije (2005Q1-2020Q1)

Tabela 2.13 Dekompozicija varijanse greške predviđanja – Srbija (2005Q1-2020Q1)

Tabela 3.1 Uzorak, promenljive i izvori podataka

Tabela 3.2 Deskriptivna statistička analiza vremenskih serija koje se ispituju

Tabela 3.3 Asimptotske granice kritičnih vrednosti za F-statistiku (ograničena konstanta i odsustvo trenda, Pesaran et al., 2001)

Tabela 3.4 Rezultati testova jediničnog korena

Tabela 3.5 Rezultati testa graničnih vrednosti (Bound testing) – ARDL model

Tabela 3.6 Markovljev model promene režima uslova NPKS za Srbiju

Tabela 3.7 Tranzitorna matrica verovatnoća

Tabela A3.1 Stope inflacije, prosek perioda (%)

Tabela A3.2 Neto strane direktne investicije, % BDP-a

Tabela A3.3 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(2,0) – Poljska

Tabela A3.4 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(2,4) – Češka

Tabela A3.5 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(9,0) – Mađarska

Tabela A3.6 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(3,1) – Rumunija

Tabela A3.7 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(5,2) – Srbija

Tabela A3.8 Model sa korekcijom ravnotežne greške ARDL(5,1) – Srbija (do 2017. godine)

Tabela A3.9 Rezultati testa graničnih vrednosti (Bound testing) sa kamatnim diferencijalima bez korigovanja za rizik zemlje – ARDL model

SPISAK GRAFIKONA

Grafikon 1.1 Fiskalna politika i tržište kapitala

Grafikon 1.2 Ekspanzivna fiskalna politika u maloj otvorenoj privredi

Grafikon 1.3 Tekući i fiskalni bilans, prosečne vrednosti za sve zemlje CIE, po godinama

Grafikon 1.4 Tekući i fiskalni bilans, vremenske serije pojedinačno za svaku zemlju CIE

Grafikon 1.5 Tekući bilans i CPFB, prosečne vrednosti za sve zemlje CIE, po godinama

Grafikon 1.6 Tekući i fiskalni bilans po zemljama za period od 2000-2019. godine (medijana)

Grafikon 1.7 Tekući i fiskalni bilans u Srbiji (kvartalni podaci)

Grafikon 1.8 Funkcija impulsnog odziva, model blizanačkih deficita (Srbija)

Grafikon 2.1 Kretanje I/BDP i S/BDP u zemljama CIE kroz vreme (2000-2019)

Grafikon 2.2 Kretanje I/BDP i S/BDP po zemljama CIE (2000-2019)

Grafikon 2.3 Aritmetička sredina I/BDP i S/BDP po zemljama CIE (2000 – 2019)

Grafikon 2.4 Pokrivenost investicija domaćom štednjom u zemljama CIE (2000-2019)

Grafikon 2.5 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/T) i stranim direktnim investicijama (SDI/T) – CIE (2000-2019)

Grafikon 2.6 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/T) i stranim direktnim investicijama (SDI/T) po zemljama CIE (2000-2019)*

Grafikon 2.7 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/T) i stranim direktnim investicijama (SDI/T) po zemljama CIE (aritmetička sredina za period 2000. – 2019. godine)

Grafikon 2.8 Realni BDP po glavi stanovnika i udeo štednje u BDP-u u zemljama CIE (prosek po godinama)

Grafikon 2.9 Realni BDP po glavi stanovnika i pokrivenost investicija domaćom štednjom prosečno po godinama u zemljama CIE

Grafikon 2.10 Prosečan realni BDP po glavi stanovnika i S/BDP po zemljama CIE u periodu od 2000-2019.godine

Grafikon 2.11 Realni BDP po glavi stanovnika i S/BDP po zemljama CIE u 2019. godini

Grafikon 2.12 Stopa bruto investicija i bruto domaće štednje u Srbiji

Grafikon 2.13 SDI kao % u BDP-u u Srbiji

Grafikon 2.14 Pokrivenost investicija štednjom (S/T) i stranim direktnim investicijama (SDI/T) u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

Grafikon 2.15 Funkcija impulsnog odziva u Srbiji (2005Q1-2020Q1)

Grafikon A2.1 Pokrivenost domaćih investicija domaćom štednjom (S/I) i stranim direktnim investicijama (SDI/I) po zemljama uključujući i Mađarsku

Grafikon 3.1 Kretanje nominalnog deviznog kursa (mesečni prosek) u zemljama CIE prema evru

Grafikon 3.2 Razlike u kamatnim stopama u zemljama CIE u odnosu na EMU (procentni poeni podeljeni sa 100)

Grafikon 3.3 Kretanje EMBI indeksa i CDS (kao mere rizika zemlje)

Grafikon 3.4 Kamatni diferencijali korigovani za rizik zemlje na mesečnom nivou i mesečne promene deviznih kurseva

Grafikon 3.5 Režimi uslova NPKS primenom Markovljevih modela u Srbiji

Grafikon A3.1 Tekući bilans, % BDP-a

Grafikon A3.2 Neto finansijski račun, % BDP-a

Grafikon A3.3 Kretanje realnog deviznog kursa u periodu 2002-2020 (2002.g.=100)

BIOGRAFIJA AUTORA

Jelena Rašković rođena je 10.03.1983. godine u Beogradu. Prvu ekonomsku školu u Beogradu završila je 2002. godine kao nosilac Vukove diplome. Iste godine upisala je Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, smer Statistika, informatika i kvantitativne finansije koji je završila 2006. godine kao student sa najvišom prosečnom ocenom na tom smeru (9,39). Tokom studija bila je stipendista Fonda za mlade talente Republike Srbije i grada Beograda.

Školske 2009/2010. upisala je master studije na međunarodnom master programu International Masters in Quantitative Finance (IMQF) na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu koje je završila 2011. godine sa prosečnom ocenom 9,33 odbranivši master tezu pod nazivom "Uncovered interest rate parity condition: case of CEE countries" (Nepokriveni kamatni paritet: studija slučaja zemalja centralno-istočne Evrope). Tokom master studija bila je stipendista Hypo Alpe Adria banke.

Školske 2011/2012. upisala je doktorske studije Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Beogradu, na smeru Ekonomija gde je položila predmete: Međunarodna ekonomija I-D, Modeliranje i optimizacija, Mikroekonomska analiza I-D, Metodologija naučnog istraživanja I-D, Primenjena analiza vremenskih serija, Metodi i tehnike naučnog istraživanja i analize, Fiskalna ekonomija, Međunarodna ekonomija II-D i Fiskalna teorija i politika. Predmete predviđene planom i programom doktorskih studija položila je sa prosečnom ocenom 9,78.

U periodu od septembra 2012. do marta 2013. boravila je u svojstu gostujućeg studenta na Vienna Institute for Advanced Studies na master programu iz ekonomije koji je organizovan u saradnji sa Vienna University of Technology. Cilj ovog programa je priprema studenata za pristup doktorskom programu (PhD) najboljih univerziteta na svetu. Tokom boravka na programu, imala je prilike da se usavršava u oblasti makroekonomije i dinamičke optimizacije i položila predmete: Dinamička optimizacija I, Makroekonomija II i Dinamička optimazacija II. Takođe, učestvovala je i na istraživačkim seminarima iz oblasti makreonomije, kao i radionicama usmerenih ka razvijanju DSGE modela.

Od januara 2010. godine zaposlena je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, najpre kao saradnik u nastavi na predmetima Međunarodna ekonomija, Makroekonomija otvorene privrede i Makroekonomski modeli (do 2012. godine), a zatim kao asistent na katedri za Statistiku i matematiku gde je angažovana na istim predmetima. U periodu od 2014. do 2020. godine, bila je angažovana kao istraživač na projektu Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja pod nazivom „Rizici finansijskih institucija i tržišta u Srbiji – mikroekonomski i makroekonomski pristup“. Aktivno je učestvovala u radu Ekonometrijske radionice na Ekonomskom fakultetu tokom 2018. godine. U tom periodu, uspešno je završila i master kurs iz makroekonomije koji je u Narodnoj banci Srbije održao Peter Sinkler sa sledećim temama: „Fiscal and Monetary Policy in Ramsey Setting“, „Ricardian and Anti-Ricardian Models of Government Debt, and the Lessons of the South European Debt Crisis“, „Current Issues in Inflation Control and Targeting“ i „Macprudential Analysis“. Takođe, od 2006. godine pa do danas, Jelena je učestvovala na različitim projektima u Centru za liberalno demokratske studije.

Pre dolaska na fakultet, u periodu od 2006 – 2008. godine radila je u regulatornom telu za telekomunikacije (Republičkoj agenciji za telekomunikacije tj. RATEL) na poslovima analize

konkurencije na tržištu telekomunikacionih usluga i implementaciji smernica Evropske komisije vezane za to tržište. Od 2008. do 2010. godine, bila je angažovana kao finansijski konsultant sa punim radnim vremenom na projektima evaluacije kompanija i razvijanja finansijskih modela u kompaniji Alba Partners (2008- 2010), a nakon toga kao konsultant po projektima.

Prilog 1.

Izjava o autorstvu

Potpisania **Jelena Rašković**

broj indeksa **13/11**

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom

Ekonometrijska analiza kontroverzi u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji za zemlje centralne i istočne Evrope

- rezultat sopstvenog istraživačkog rada,
- da predložena disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za dobijanje bilo koje diplome prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova,
- da su rezultati korektno navedeni i
- da nisam kršila autorska prava i koristila intelektualnu svojinu drugih lica.

Potpis doktoranda

U Beogradu, **27.9.2023**

Prilog 2.

Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora **Jelena Rašković**

Broj indeksa **13/11**

Studijski program **Ekonomija**

Naslov rada **Ekonometrijska analiza kontroverzi u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji za zemlje centralne i istočne Evrope**

Mentor **prof. dr Milojko Arsić**

Potpisana **Jelena Rašković**

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predala za objavljivanje na portalu **Digitalnog repozitorijuma Univerziteta u Beogradu**.

Dozvoljavam da se objave moji lični podaci vezani za dobijanje akademskog zvanja doktora nauka, kao što su ime i prezime, godina i mesto rođenja i datum odbrane rada.

Ovi lični podaci mogu se objaviti na mrežnim stranicama digitalne biblioteke, u elektronskom katalogu i u publikacijama Univerziteta u Beogradu.

Potpis doktoranda

U Beogradu, **27.9.2023**

Prilog 3.

Izjava o korišćenju

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku „Svetozar Marković“ da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

Ekonometrijska analiza kontroverzi u fiskalnoj teoriji i međunarodnoj makroekonomiji za zemlje centralne i istočne Evrope

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim priložima predala sam u elektronskom formatu pogodnom za trajno arhiviranje.

Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (Creative Commons) za koju sam se odlučila.

1. Autorstvo
2. Autorstvo – nekomercijalno
- 3. Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade**
4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima
5. Autorstvo – bez prerade
6. Autorstvo – deliti pod istim uslovima

(Molimo da zaokružite samo jednu od šest ponuđenih licenci, kratak opis licenci dat je na poleđini lista).

Potpis doktoranda

U Beogradu, **27.9.2023**
