

**UNIVERZITET U BEOGRADU  
EKONOMSKI FAKULTET**

**Sladana M. Bodor**

**ANALIZA PERZISTENTNOSTI I  
DIVERGENTNOSTI TEKUĆEG RAČUNA  
U EVROPSKIM EKONOMIJAMA  
METODAMA PANELA**

**DOKTORSKA DISERTACIJA**

**Beograd, 2019.**

**UNIVERSITY OF BELGRADE  
FACULTY OF ECONOMICS**

**Sladana M. Bodor**

**ANALYSIS OF PERSISTENCE AND  
CURRENT ACCOUNT DIVERGENCE IN  
THE EUROPEAN ECONOMIES BY  
PANEL METHODS**

**DOCTORAL DISERTATION**

**Belgrade, 2019.**

**Mentor:**

**dr Radmila Dragutinović Mitrović**, redovni profesor

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

**Članovi komisije:**

**dr Radovan Kovačević**, redovni profesor

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

**dr Aleksandra Nojković**, redovni profesor

Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

**dr Kosta Josifidis**, redovni profesor u penziji

Univerzitet u Novom Sadu, Ekonomski fakultet u Subotici

**Datum odbrane doktorske disertacije:**\_\_\_\_\_

# **Analiza perzistentnosti i divergentnosti tekućeg računa u evropskim ekonomijama metodama panela**

## *Rezime*

Visok spoljnotrgovinski deficit predstavlja najveći izazov za eksternu ravnotežu. Velik broj zemalja se suočava sa rastućom divergencijom trgovinskih tokova i uravnotežen tekući bilans se pre može smatrati kao retkost, nego kao pravilo u ekonomskoj praksi. Nakon izbijanja globalne finansijske i ekonomske krize, nejednakosti zemalja u pogledu kretanja tekućeg računa su postale sve intenzivnije. Jedna od značajnijih implikacija datih trendova jeste perzistentna eksterna neravnoteža koja varira u zavisnosti od međunarodne pozicije zemlje, trgovinske otvorenosti, unutrašnjih performansi i sposobnosti da se apsorbuju različiti eksterni šokovi.

U tom smislu, predmet istraživanja doktorske disertacije odnosi se na analizu perzistentnosti i ispitivanje divergentnih trendova tekućeg računa u članicama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine. Ideja je da se primenom panel tehnika ispita uticaj pojedinačnih faktora na trgovinsku neravnotežu i, konačno, oceni stepen perzistentnosti tekućeg računa.

Prevashodno, upotrebljeni su dinamički modeli panela kako bi se ocenio uticaj odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa u zemalja članicama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine, sa ciljem provere prve hipoteze koja podrazumeva ispitivanje stepena perzistentnosti tekućeg računa. Nakon toga, imajući u vidu značaj održivosti tekućeg računa u dugom roku, prilikom analize determinanti tekućeg računa izvršena je podela na strukturne i ciklične komponente, što je značajno sa aspekta sagledavanja prirode eksterne neravnoteže. Za potrebe analize uticaja strukturnih faktora na dinamiku tekućeg računa u srednjem roku formirani su petogodišnji proseci podataka, dok je ocena cikličnih determinanti sprovedena na podacima koji predstavljaju jednogodišnja odstupanja od petogodišnjih proseka.

Rezultati primene uopštenog metoda momenata i metoda kvazi maksimalne verodostojnosti ukazali su da su saldo bilansa tekućih transakcija u zemljama Evropske unije u velikoj meri odredili sledeći faktori: kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti, strane

direktne investicije i odnosi razmene iz grupe makroekonomskih faktora, odnosno stopa rasta populacije, stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti, odobreni krediti privatnom sektoru i pokazatelj efikasnosti vlade iz kategorija demografskih, finansijskih i institucionalnih komponenti.

Na osnovu ocenjenog uticaja strukturnih i cikličnih faktora izveden je zaključak da su fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije, stopa rasta stanovništva, stopa zavisnosti starih, indeks kapitalne otvorenosti i pokazatelj efikasnosti vlade imali dominantan uticaj na dinamiku tekućeg računa u srednjem roku. Sa druge strane, na osnovu rezultata ocenjivanja dejstva cikličnih faktora utvrđeno je da su kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a i odobreni krediti privatnom sektoru ostvarili signifikantan uticaj na promene tekućeg računa u kratkom roku.

Premda je nakon prethodno ocenjenih dinamičkih specifikacija panela potvrđena statistička značajnost tekućeg računa na prvoj docnji, konačan zaključak o validnosti prve hipoteze donešen je nakon ocenjivanja dinamičke kvantilne panel regresije. Na osnovu dobijenih rezultata potvrđeno je da tekući račun karakteriše naglašena perzistentnost u zemljama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine i pokazano je da uticaj vrednosti tekućeg računa iz prethodnog perioda nije heterogen na definisanim kvantilima. Rezultati analize perzistentnosti su značajni i sa aspekta druge istraživačke hipoteze i ukazuju da zemlje EU nisu uspele da, nakon internih i eksternih turbulencija, obezbede dugoročnu ravnotežu robnih tokova.

Sa stanovišta treće istraživačke hipoteze, primenom kointegracione analize u panelu empirijski je potvrđeno postojanje dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa i to u smislu da se brže uravnotežavanje tekućeg računa postiže u zemljama sa višim nivoom otvorenosti trgovine, kao posledica višeg izvoza u odnosu na uvoz. Međutim, četvrta hipoteza o dvostrukom deficitu nije potvrđena na nivou Evropske unije kao celine, ali je utvrđeno da u određenom broju zemalja članica postoji dugoročna veza između tekućeg računa i fiskalnog bilansa.

Doprinos sprovedenog istraživanja u ovoj disertaciji ogleda se u analizi eksternih neravnoteža i ispitivanju stepena perzistentnosti tekućeg računa na uzorku koji obuhvata sve zemlje članice Evropske unije, što nije do sada proučavano u empirijskim istraživanjima. Takođe, značaj istraživanja odnosi se i na primenu savremenih

ekonometrijskih metoda i modela u oblasti analize tekućeg računa koji podrazumevaju model dinamičke kvantilne panel regresije i metode ocenjivanja heterogenih parametara (metod grupnih sredina, metod združenih grupnih sredina i metodi sa zajedničkim korelisanim efektima za modele heterogenih zavisnih panela).

**Ključne reči:** tekući račun, eksterna neravnoteža, perzistentnost, divergentni trendovi, dinamički modeli panela, modeli heterogenih panela.

**Naučna oblast:** Ekonomija.

**Uža naučna oblast:** Makroekonomija, međunarodna ekonomija, primenjena ekonometrija.

**JEL:** C33, C52, F32, F41, F45.

# **Analysis of Persistence and Current Account Divergence in the European Economies by Panels Methods**

## *Summary*

The high current account deficit is the biggest challenge for the external balance. A large number of countries are facing with a growing current account divergence and a balanced current account is considered more as a rarity than as a rule in economic practice. After the outbreak of the global financial and economic crisis, inequality between countries in terms of the current account developments has become more intense. One of the major implications of this trends is persistent external imbalance, which varies depending on the international position of the country, trade openness, internal performance and the ability of the country to absorb various external shocks.

To this end, the purpose of a doctoral dissertation is related to the analysis of the persistence and divergent trends in the current account in the Member States of the European Union during the period 1995-2015. The idea is to examine the impact of individual factors on the trade imbalance by using panel data econometric methods, as well as to estimate the degree of persistence of the current account.

Primarily, dynamic panel models are used in order to assess the impact of selected determinants on the current account movement in the Member States of the European Union during the period 1995-2015, with the aim of testing the first hypothesis which involves the examination of the degree of the current account persistence. After that, given the importance of current account sustainability in the long run, current account determinants are divided into structural and cyclic components, which is important in terms of assessing the nature of external imbalances. Five-year averages of data are formed for the analysis of the impact of structural factors on the dynamics of the current account in the medium term, while the estimation of impact of cyclical determinants was carried out on data which represent annual deviations from the five-year averages.

Estimation results of dynamic panel data models obtained by generalized method of moments and the method of quasi maximum likelihood pointed out that main determinants of current account balance in the European Union were as follows: movement of the current account from the previous period, fiscal balance, GDP growth

rate, degree of trade openness, foreign direct investment and terms of trade from the group of macroeconomic factors, and population growth rate, age dependency ratio, approved loans to the private sector and indicator of government effectiveness from the category of demographic, financial and institutional components.

Based on the estimated impact of structural and cyclical factors, results shows that the fiscal balance, GDP growth rate, degree of trade openness, foreign direct investment, population growth rate, old-age dependency ratio, index of capital openness and indicator of government effectiveness had a dominant influence on the dynamics of the current account in the medium term. On the other hand, the results of evaluating the effects of cyclical factors indicate that the movement of the current account from the previous period, fiscal balance, GDP growth rate and approved loans to the private sector had a significant impact on the change of the current account in the short term.

Although significant impact of the lagged value of current account is confirmed after the previously estimated dynamic panel data specification, the final conclusion about the validity of the first hypothesis is made after the estimation of the quantile regression for dynamic panel data with fixed effects. Estimation results confirmed that the current account was characterized by high level of persistence in the countries of the European Union during the period 1995-2015, and that influence of the current account value from the previous period was not a heterogeneous on the defined quantiles. The results of the analysis of the current account persistence are also important from the point of the second research hypothesis and suggest that the EU failed to ensure the long-term current account balance after internal and external shocks.

Regarding the third research hypothesis, based on panel cointegration analysis, the existence of long-term relationship between the degree of trade openness and the current account is confirmed, which means that faster current account balancing is achieved in countries with a higher level of trade openness, as a result of higher export compared to imports. However, the twin deficit hypothesis has not been confirmed at the level of the European Union as a whole, but it was found that in some member countries there is a long-term relationship between the current account and fiscal balance.

The contribution of the research in this thesis is reflected in the analysis of external imbalances and the examination of the degree of the current account persistence on a sample that includes all member countries of the European Union,



which has not been studied in empirical researches so far. Also, the importance of this research refers to the use of contemporary econometric methods and models in the field of current account analysis, which include the quantile regression for dynamic panel data and the econometric models and methods for heterogeneous panels (mean group estimator, pooled mean group estimator and common correlated effects estimators for heterogeneous panels with cross-sectional dependence).

**Key words:** current account, external imbalances, dynamic panel data models, heterogeneous panel data models.

**Scientific field:** Economics.

**Narrow scientific field:** Macroeconomics, International economics, Applied econometrics.

**JEL:** C33, C52, F32, F41, F45.

## SADRŽAJ

UVOD .....	1
------------	---

### PRVI DEO

## TEORIJSKI OKVIR TEKUĆEG RAČUNA I ISKUSTVA U ZEMLJAMA EVROPE

<b>1. ANALIZA TEKUĆEG RAČUNA SA TEORIJSKOG ASPEKTA .....</b>	<b>10</b>
1.1 Geneza globalnih neravnoteža tekućeg računa .....	10
1.2 Teorijski diskurs u analizi tekućeg računa.....	15
1.3 Trgovinske neravnoteže: doktrinarna debata .....	18
1.4 Determinante tekućeg računa i očekivani uticaji na tekući račun .....	22
1.5 Efekti cikličnih i strukturnih faktora na tekući račun .....	27
1.6 Uticaj makroekonomskih politika na dinamiku tekućeg računa.....	31
1.7 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju makroekonomskih politika na trgovinsku neravnotežu u zemljama Evropske unije .....	36
1.8 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju makroekonomskih determinanti na trgovinsku neravnotežu u zemljama Evropske unije .....	40
<b>2. TEKUĆI RAČUNI U ZEMLJAMA EVROPE .....</b>	<b>45</b>
2.1 Divergentni trendovi tekućih računa u zemljama Evropske unije .....	45
2.2 Dužnička kriza u Evrozoni i eksterna neravnoteža.....	48
2.3 Trgovinske neravnoteže u zemljama jezgra i periferije Evrope .....	50
2.4 Efekat fiskalne štednje na tekuće račune u perifernim zemljama Evrope .....	60
2.5 Efekat interne devalvacije na tekuće račune u perifernim zemljama Evrope.....	64
2.6 Pregled empirijskih istraživanja o promjenama tekućih računa članicama Evropske monetarne unije .....	68
<b>3. NOVIJI PRISTUPI ANALIZI TEKUĆEG RAČUNA .....</b>	<b>72</b>
3.1 Dvostruki vs. trostruki deficit tekućeg računa .....	72
3.1.1 Teorijski okvir o uslovljenosti tekućeg računa fiskalnim deficitom .....	73
3.1.2 Mehanizmi uticaja budžetskog deficita na tekući račun.....	74
3.1.3 Odnos fiskalnog deficita i tekućeg računa u zemljama Evropske unije .....	76
3.1.4 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju fiskalnog deficita na tekući račun .....	81
3.2 Preokreti tekućeg računa.....	84
3.2.1 Preokret tekućeg računa sa aspekta solventnosti.....	85
3.2.2 Pregled empirijskih istraživanja o postojanju preokreta tekućeg računa .....	86
3.3 Iznenadni prekidi priliva kapitala .....	88
3.3.1 Promene kapitalnih tokova u perifernim zemljama Evrope .....	90

**DRUGI DEO**  
**METODOLOŠKI OKVIR I EMPIRIJSKI REZULTATI**

<b>4. IZBOR OPTIMALNOG MODELA PANELA I NAČINI OCENJIVANJA.....</b>	<b>94</b>
4.1 Pregled osnovnih specifikacija panela.....	94
4.1.1 Model sa konstantnim regresionim parametrima .....	96
4.1.2 Model fiksnih individualnih efekata.....	98
4.1.3 Model fiksnih individualnih i vremenskih efekata.....	100
4.1.4 Model stohastičkih individualnih efekata.....	101
4.1.5 Model stohastičkih individualnih i vremenskih efekata.....	105
4.2 Testovi hipoteza.....	106
4.2.1 Testiranje individualnih i vremenskih efekata u fiksnoj specifikaciji.....	106
4.2.2 Testiranje individualnih i vremenskih efekata u stohastičkoj specifikaciji.....	108
4.2.3 Hausmanov test specifikacije i jednostruka egzogenost u modelu slučajnih efekata .....	109
4.2.4 Testiranje heteroskedastičnosti, autokorelacije i zavisnosti panela .....	110
4.2.4.1 Testiranje heteroskedastičnosti .....	110
4.2.4.2 Testiranje autokorelacije .....	112
4.2.4.3 Zavisnost uporednih podataka .....	114
4.3 Testovi jediničnog korena i kointegracije u panelu .....	117
4.3.1 Testovi jediničnog korena prve generacije.....	118
4.3.1.1 Levin, Lin, i Chu test .....	118
4.3.1.2 Im, Pesaran, i Shin test.....	119
4.3.1.3 Madalla i Wu test i Choi test.....	121
4.3.1.4 Hadri test .....	123
4.3.2 Testovi jediničnog korena druge generacije.....	124
4.3.2.1 Pesaran test.....	124
4.3.2.2 Bai i Ng test.....	127
4.3.2.3 Phillips i Sul test, Moon i Perron test.....	128
4.3.2.4 Choi test .....	129
4.3.2.5 Testovi zasnovani na ograničenju kovarijacione matrice .....	130
4.4 Testovi kointegracije u panelu .....	132
4.4.1 Testovi kointegracije prve generacije.....	134
4.4.1.1 Kao test (1999).....	134
4.4.1.2 Pedroni test.....	136
4.4.1.3 Testovi kointegracije u panelu na bazi primene metoda maksimalne verodostojnosti .....	137

4.4.1.4 Postojanje kointegracije u okviru nulte hipoteze .....	140
4.4.2 Testovi kointegracije druge generacije.....	142
4.4.3 Testovi na bazi zajedničkih faktora .....	146
4.5 Metodi ocenjivanja heterogenih parametara .....	151
4.5.1 Metod grupnih sredina (MG) i metod združenih grupnih sredina (PMG) .....	151
4.5.2 Metodi sa zajedničkim koreliranim efektima (CCE) .....	155
4.6 Dinamički modeli panela .....	158
4.6.1 Uopšteni metod momenata .....	159
4.6.2 Arellano-Bond GMM metod .....	160
4.6.3 Sistemski Blundell-Bond GMM metod.....	165
4.6.4 Dinamički model panela proširen sa objašnjavajućim promenljivim .....	167
4.6.5 Testovi specifikacije.....	169
4.7 Metod kvazi maksimalne verodostojnosti (QML).....	170
4.8 Modeli kvantilne regresije u panelu.....	174
4.8.1 Model kvantilne regresije sa fiksnim efektima .....	176
4.8.2 Kvantilna dinamička panel regresija - ocenjivanje metodom instrumentalnih varijabli .....	177
<b>5. EMPIRIJSKI REZULTATI ANALIZE PERZISTENTNOSTI I DIVERGENTNIH TRENDOVA TEKUĆEG RAČUNA U EVROPSKIM ZEMLJAMA .....</b>	<b>181</b>
5.1 Plan istraživanja i definisane hipoteze.....	181
5.2 Determinante tekućeg računa i rezultati deskriptivne analize .....	186
5.3 Ekonometrijska analiza determinanti tekućeg računa .....	195
5.3.1 Statički modeli panela .....	195
5.3.2 Dinamički modeli panela.....	202
5.3.3 Primena dinamičke kvantilne panel regresije u analizi makroekonomskih determinanti tekućeg računa .....	209
5.4 Uticaj strukturnih i cikličnih determinanti na kretanje tekućeg računa .....	211
5.4.1 Analiza uticaja strukturnih faktora .....	211
5.4.2 Analiza uticaja cikličnih faktora primenom dinamičkih modela panela .....	215
5.5 Analiza perzistentnosti tekućeg računa primenom modela dinamičke kvantilne panel regresije .....	218
5.6 Analiza determinanti tekućeg računa u zemljama Evropske unije i zemljama kandidatima za pristupanje Evropskoj uniji.....	220
5.7 Analiza uticaja trgovinske otvorenosti na dinamiku tekućeg računa .....	227
5.7.1 Analiza dugoročne veze između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na nivou pojedinačnih zemalja EU .....	235

5.8 Analiza uslovljenosti fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa .....	238
<b>ZAKLJUČAK</b> .....	247
Literatura .....	255
Prilog .....	284
Pregled tabela .....	319
Pregled slika .....	323
Pregled simbola .....	325
Biografija autora .....	327

## UVOD

Generisanje visokih spoljnotrgovinskih deficita, naročito u periodima izražene globalizacije, u kontinuitetu tematizuju pitanja eksterne ravnoteže kao jedan od primarnih ciljeva svake zemlje. Istovremeno, efikasnost primenjenih makroekonomskih politika usmerenih ka smanjenju deficita tekućeg računa u velikoj meri zavisi od poznavanja faktora i mehanizama koji su kreirali distorzije trgovinskih tokova. Proučavanje održivosti tekućeg računa se stoga nameće kao neminovnost, što je i evidentno u akademskoj i stručnoj literaturi.

U tom smislu, visok i perzistentan deficit tekućeg računa nametnuo je potrebu proučavanja uzroka njegovog nastanka, kako sa aspekta analize determinanti koji su doprineli dinamici robnih tokova i problematizovali njegovu održivost, tako i u kontekstu praćenja različitih eksternih uticaja u okviru celokupnog svetskog okruženja. Upravo iz navedenih razloga, predmet istraživanja doktorske disertacije odnosi se na analizu perzistentnosti i ispitivanje divergentnih trendova tekućeg računa u članicama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine.

Na toj osnovi, primarni cilj istraživanja je da se ispita priroda eksterne neravnoteže, odnosno da se utvrdi da li je u pitanju privremeni ili trajni deficit robnih tokova, i potom, da se oceni stepen perzistentnosti deficita tekućeg računa. Naredni cilj istraživanja odnosi se na analizu makroekonomskih, demografskih, finansijskih i institucionalnih determinanti tekućeg računa sa namerom da se utvrdi koji faktori su u najvećoj meri generisali deficit tekućih transakcija i doprineli rastućoj divergenciji trgovinskih tokova u Evropskoj uniji. U tom kontekstu, izdvaja se i potreba za dekomponovanjem uticaja strukturnih i cikličnih komponenti sa idejom da se ustanovi koji faktori su uticali na povećanje trgovinskih neravnoteža u srednjem odnosno kratkom roku.

Polazeći od izloženog predmeta i cilja istraživanja, empirijska analiza je usmerena na testiranje sledećih istraživačkih hipoteza:

*Hipoteza 1. Tekući račun karakteriše naglašena perzistentnost u evropskim zemljama u periodu 1995-2015. godine.*

*Hipoteza 2. Različita dinamika konvergencije tekućeg računa prema dugoročnoj ravnoteži evidentna je tokom vremena i između zemalja.*

*Hipoteza 3. Brže uravnotežavanje tekućeg računa karakteristično je za zemlje sa višim nivoima međunarodne trgovinske otvorenosti.*

*Hipoteza 4. Budžetski deficit je pozitivno korelisan sa deficitom tekućeg računa u zemljama Evrope.*

U pogledu definisanja pojma održivosti deficita tekućeg računa, opšteprihvaćen pravac u literaturi odnosi se na analiziranje da li nastavak primene vodećeg koncepta ekonomske politike zahteva drastične promene ili uzrokuje izbijanje krize. Pre svega se misli na krizu deviznog kursa i krizu spoljnog duga što se odražava na nemogućnost urednog servisiranja finansijskih obaveza i obustavljanje daljeg priliva inostranog kapitala. U slučaju da je odgovor potvrđan, zaključuje se da je neravnoteža tekućeg računa neodrživa (Milesi-Ferretti i Razin 1996). U tom određenju, i imajući u vidu da perzistentan deficit tekućeg računa neminovno dovodi u pitanje njegovu održivost, proučavanje *perzistentnosti eksterne neravnoteže* ispostavlja se kao nužnost, što je sastavni deo testiranja prve istraživačke hipoteze.

Takođe, sama dinamika razvoja Evropske unije, u smislu uvođenja jedinstvene valute i centralizovane monetarne politike, kontinuiranih proširenja evropske zajednice i priključenja zemalja prilično diferenciranog nivoa privredne razvijenosti, doprinela je stvaranju izraženih divergentnih trendova u kretanju tekućeg računa u zemljama članicama. Drugim rečima, izvodila se grupa zemalja koja ostvaruje suficitan saldo tekućih transakcija, u odnosu na zemlje koje imaju problem sa hroničnim deficitom robne razmene. Iz tog razloga, od značaja je testiranje druge istraživačke hipoteze, odnosno *analiza neujednačenosti dinamike tekućeg računa u procesu konvergencije prema ravnotežnom nivou* sa namerom da se sagleda da li su različiti interni i eksterni šokovi ostavili trajne posledice na odnos izvoza prema uvozu i rezultirali neodrživim deficitom tekućeg računa.

Potom, oslanjajući se na značaj uticaja trgovinske otvorenosti na promene tekućih transakcija, važno je ispitati postojanje *dugoročne veze između tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti* (treća hipoteza). Odnosno, polazeći od toga da se otvorenost trgovine izražava zbirom izvoza i uvoza u odnosu na bruto domaći proizvod, korisno je sagledati na koji način razlike u pogledu stepena trgovinske otvorenosti utiču na promene robnih tokova na nivou Evropske unije kao celine, ali i sa aspekta pojedinačnih zemalja članica. Proizilazi da testiranje treće hipoteze ima svoju svrsishodnost i u

smislu analize efekata formiranja carinske unije i uvođenja zajedničkog tržišta, koji ujedno predstavljaju jedne od najvažnijih projekata evropske zajednice u pogledu liberalizacije tekućih i kapitalnih transakcija. Premda je uticaj trgovinske otvorenosti uključivan u analizu u okviru ocene dejstva različitih determinanti na promene računa tekućih transakcija, analiza dugoročne veze između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa nije do sada analizirana ni na nivou Evropske unije kao celine, niti sa aspekta pojedinačnih zemalja članica.

Testiranje četvrte hipoteze motivisano je potrebom da se sagleda da li *fiskalni deficit utiče na povećanje deficita tekućeg računa*, čime bi se proverilo postojanje dvostrukog deficita u Evropskoj uniji. Dodatno, uslovljenost ponašanja privatnog sektora odlukama iz domena fiskalne politike, koje se direktno ispoljavaju posredstvom promena poreskog opterećenja odnosno državnih izdataka, doprinelo je da ispitivanje veze između fiskalnog bilansa i tekućeg računa sve više dobije na značaju (Kumhof i Laxton 2009; Constantine 2014).

Doktorska disertacija sadrži teorijski i empirijski pristup analizi tekućeg računa. *Prvi deo* istraživanja obuhvata tri poglavlja i posvećen je analizi tekućeg računa sa teorijskog aspekta, uz sveobuhvatan pregled determinanti koje su dominantno odredile promene bilansa tekućih transakcija u zemljama Evropske unije. Izvršena je i analiza tekućeg računa sa naglaskom na trgovinske neravnoteže u zemljama jezgra i periferije Evrope nakon osnivanja valutne unije. Na toj osnovi, poseban deo istraživanja odnosi se na ispitivanje reperkusija uvođenja jedinstvene valute i harmonizovane monetarne politike na promenu eksternog položaja zemalja u međunarodnim okvirima.

U konceptualnom kontekstu, prilikom objašnjenja neravnoteža tekućeg računa u monetarnoj uniji, polazi se od teorije konvergencije. Pretpostavka slobodnog kretanja kapitala između zemalja u funkciji je povećanja stoka kapitala u siromašnijim zemljama, time i unapređenja stope ekonomskog rasta, kako bi nivo dohotka u manje razvijenim zemljama tokom vremena konvergirao ka nivou koji ostvaruju bogate zemlje koje imaju obilje kapitala (Obstfeld i Rogoff 1995; Lane i Pels 2012; Vella 2015).

Drugi pristup koji pojašnjava razlike u trgovinskim tokovima odnosi se na teoriju konkurentnosti sa naglaskom da nedostatak fleksibilnosti nominalnog deviznog kursa u okviru monetarnog sistema značajno ograničava upotrebu deviznog kursa u svrhu poboljšanja eksterne konkurentnosti nacionalnih ekonomija. Odnosno, u uslovima



pimene fiksnog nominalnog deviznog kursa, promena realnog deviznog kursa određena je usklađivanjem relativnih cena odnosno jediničnih troškova rada. Dakle, jasno je da način promene deviznog kursa ostavlja otvoren prostor za produbljivanje trgovinskih deficita, budući da u uslovima višeg rasta domaćih u odnosu na inostrane cene, ili, ukoliko povećanje zarada nije sinhronizovano sa rastom produktivnosti, neminovno nastupa apresijacija realnog deviznog deviznog kursa sa poznatim posledicama na promenu salda tekućeg računa.

Pored monetarnog, portfolio pristupa, i pristupa makroekonomske ravnoteže, dalja evolucija teorijsko-analitičkih okvira usmerenih na analizu tekućeg računa odnosi se na elaboraciju intertemporalnog pristupa koji naglašava ulogu ekonomskih agenata sa racionalnim očekivanjima, u smislu da njihove odluke o odnosu štednje prema investicijama indukuju promene tekućeg računa (Razin 1993).

Naredna instanca *prvog poglavlja* sintetizuje kontroverzni diskurs nove klasične, nove kejnzijanske, post-kejnzijanske i marksističke ekonomske paradigme u tumačenju divergencija računa tekućih transakcija. Svojevrsni pravci ekonomske misli na različit način analiziraju doprinos monetarnog i fiskalnog režima u valutnoj uniji na povećanje razlika u tekućim računima i izvode sopstvene preporuke kreatorima makroekonomskih politika.

S obzirom na to da je utvrđivanje intenziteta uticaja pojedinih faktora na promene salda tekućeg računa od esencijalnog značaja za kreatore ekonomskih politika, poseban deo teorijske analize odnosi se na proučavanje determinanti koje utiču na promene tekućeg računa i doprinose povećanju ekonomskog jaza između zemalja.

*Drugo poglavlje* posvećeno je analizi divergentnih trendova tekućeg računa u zemljama članicama, u cilju spoznaje da li su spoljnotrgovinske neravnoteže posledica delovanja ekonomskih faktora ili potencijalne neodrživosti jedinstvene valute. Stoga se pažnja neminovno usmerava na sagledavanje uzroka neravnoteža tekućih transakcija, kako bi se ustanovilo zašto je prilagođavanje u nekim zemljama bilo toliko bolno, odnosno, da se utvrdi da li je smanjenje deficita tekućeg računa zaista posledica restrukturiranja vodećeg koncepta ekonomskog razvoja zemlje ili jednostavno posledica smanjenja tražnje.

Prilikom analize eksterne neravnoteže u zemljama Evrozone posebna pažnja je posvećena uticaju svetske ekonomske krize, i kasnije dužničke krize, na promene

trgovinskih i kapitalnih tokova između razvijenijih i siromašnijih zemalja. Dužnička kriza dodatno je ukazala na ozbiljne divergentne trendove u pogledu eksterne neravnoteže koje zapravo datiraju još od vremena uvođenja jedinstvene valute. Neosporno je da sam način uređenja valutne unije pretpostavlja postojanje asimetričnih trgovinskih tokova jer podrazumeva ujedinjenje ekonomski heterogenih zemalja, ali potpuno je izvesno da okolnosti koje su nastupile nakon osnivanja EMU nisu ispunile očekivanja.

Iz tog razloga, analizi tekućeg računa u monetarnoj uniji pristupa se sa aspekta analize trgovinske nejednakosti između zemalja koje imaju prilično diverzifikovan nivo ekonomske razvijenosti na osnovu čega je izvršena podela na zemlje jezgra i periferije. Deficit tekućeg računa u perifernim zemljama dominantno je uzrokovan rapidnim rastom domaće tražnje koja je prevazilazila rast dohotka, dok je nedostatak finansijskih sredstava u velikoj meri pokrivan iz štednje suficitnih zemalja, odnosno, na osnovu priliva inostranog kapitala. Posledica datih trendova ogleda se u činjenici da i deset godina nakon početka velikog finansijskog kolapsa, deficitne ekonomije i dalje imaju problem prekomerne zaduženosti, visokih stopa nezaposlenosti i sporog ekonomskog rasta.

Primena politike fiksnog nominalnog deviznog kursa u Evrozoni posebno implicira razmatranje mehanizama u perifernim zemljama u pokušajima uravnotežavanja tekućih računa. Pre svega se misli na strategiju fiskalne štednje čije pristalice zagovaraju stav da je neodgovorno vođenje fiskalne politike uticalo na nekontrolisano povećanje zaduženosti državnog i privatnog sektora, i da je smanjenje javnog dugovanja jedna od solucija za početak stabilizacije ovih ekonomija. Međutim, imajući u vidu uzroke neravnoteže robnih tokova sa aspekta potvrđenog uticaja velikog broja makroekonomskih faktora, proizilazi da je sasvim realno bilo za očekivati da mera fiskalne štednje neće uspeti u nameri značajnijeg smanjenja deficita tekućeg računa.

U istom kontekstu se analizira i pokušaj povećanja eksterne konkurentnosti posredstvom promene cena i troškova radne snage na domaćem tržištu. Drugim rečima, u disertaciji se istražuje da li je strategija interne devalvacije u pojedinačnim zemljama periferije (Grčka, Italija, Irska, Portugal i Španija) uspela da redukuje trgovinske neravnoteže i posredstvom smanjenja ili zamrzavanja zarada u javnom sektoru istovremeno pruži podršku programu državne štednje. Na osnovu analize promena

jediničnih troškova rada, stope inflacije i realnog deviznog kursa, proizilazi da politika interne devalvacije nije dala očekivane rezultate, što ukazuje da kanal konkurentnosti nije dominantno uticao na povećanje trgovinskih neravnoteža u zemljama periferije.

Oslanjajući se na relativni značaj i uzajamne odnose deficita tekućeg računa i fiskalnog deficita, predmet analize u *trećem poglavlju* je usmeren na identifikovanje mehanizama posredstvom kojih budžetske neravnoteže utiču na promene nivoa uvoza i izvoza. Na toj osnovi, posebno se razmatra veza između fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa, sa namerom da se u empirijskom delu disertacije testira hipoteza dvostrukog deficita u zemljama članicama.

U nastavku trećeg poglavlja predstavljaju se noviji pristupi u analizi tekućeg računa, u smislu pojave preokreta tekućeg računa i iznenadnog prekida priliva kapitala. Preokreti tekućeg računa se definišu kao vremenski periodi od tri ili manje godina u kojima tekući račun značajno smanjuje nivo deficita odnosno prelazi iz stanja deficita u stanje suficita. Sa druge strane, iznenadni prekid priliva kapitala označavaju oštre i značajne redukcije dotoka kapitala u zemlju koja je primala visoke iznose inostranog kapitala. Iz analitičke perspektive, vrlo je verovatno da su prekidi priliva kapitala i preokreti tekućeg računa međusobno povezane pojave. Međutim, upotreba međunarodnih rezervi može da ublaži, ili u najboljem slučaju spreči, posledice prekida kapitalnog priliva na ozbiljne promene tekućeg računa. U tom smislu, empirijski je pokazano da, u odnosu na zemlje koje su suočene sa permanentnim deficitom tekućeg računa i neodrživim inostranim dugom, viši stepen mobilnosti kapitala ne povećava nužno verovatnoću nastanka preokreta (Edwards 2007).

*Drugi deo* disertacije podeljen je na dva dela. Prvi se odnosi na metodološki, ekonometrijski okvir analize, dok su u drugom delu predstavljeni empirijski rezultati, dobijeni testiranjem postavljenih hipoteza istraživanja. Sa stanovišta ekonometrijske metodologije, predstavljene u četvrtom poglavlju, razmatrani su modeli i metodi panela relevantni za empirijsku proveru polaznih istraživačkih hipoteza u disertaciji. Inicijalno se elaboriraju statički modeli panela, odnosno, detaljno se prikazuju osobenosti i postupak ocenjivanja modela sa konstantnim regresionim parametrima, fiksnih i stohastičkih modela sa individualnim i vremenskim efektima, kao i testovi hipoteza u navedenim specifikacijama. Potom su obrađeni testovi jediničnog korena i kointegracije u panelu koji će biti korišćeni u empirijskom delu disertacije. Nakon toga sledi

obrazlaganje metoda ocenjivanja heterogenih parametara u modelima panela, što podrazumeva ocenjivanje parametara primenom metode grupnih sredina, metode združenih grupnih sredina i metode sa zajedničkim korelisanim efektima. U nastavku, posebna pažnja je posvećena dinamičkim modelima panela, odnosno izložene su procedure dobijanja ocena primenom uopštenog metoda momenata, metoda kvazi maksimalne verodostojnosti i dinamičke kvantilne regresije u panelu.

U *petom poglavlju* sumiraju se empirijski rezultati ispitivanja perzistentnosti i divergentnih trendova tekućeg računa u evropskim zemljama. Najpre se primenom dinamičkih metoda ocenjuje uticaj odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa u zemalja članicama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine. Inicijalno se primenom uopštenog metoda momenata i metoda kvazi maksimalne verodostojnosti utvrđuje značajnosti uticaja tekućeg računa sa pomakom od jedne godine na trenutno stanje robnih tokova, a potom, upotrebom dinamičke kvantilne regresije u panelu izvodi se konačan stav o stepenu perzistentnosti tekućeg računa. Rezultati sprovedenih ekonometrijskih analiza ukazuju da tekući račun karakteriše naglašena perzistentnost u Evropskoj uniji. Zatim se analizira doprinos strukturnih i cikličnih komponenti povećanju eksterne neravnoteže, s obzirom da uticaj strukturnih faktora ispoljava trajnije posledice na eksternu neravnotežu, u odnosu na okolnosti kada je deficit tekućeg računa usledio nakon fluktuacija cikličnog karaktera.

Rezultati ocenjenih dinamičkih specifikacija pokazali su da su iz grupe makroekonomskih faktora najveći uticaj na tekući račun imali kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije i odnosi razmene. U pogledu demografskih, finansijskih i institucionalnih komponenti ispostavilo se da su stopa rasta populacije, stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti, odobreni krediti privatnom sektoru i pokazatelj efikasnosti vlade u velikom meri odredili saldo bilansa tekućih transakcija u zemljama Evropske unije.

Na osnovu rezultata ocenjivanja uticaja strukturnih i cikličnih faktora formiran je zaključak da su fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije, stopa zavisnosti starije populacije, stopa rasta stanovništva, indeks kapitalne otvorenosti i pokazatelj efikasnosti vlade imali dominantan uticaj na dinamiku tekućeg računa u srednjem roku. Sa aspekta analize dejstva cikličnih faktora, utvrđeno

je da su kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a i pokazatelj odobrenih kredita privatnom sektoru ostvarili uticaj na promene tekućeg računa u kratkom roku na nivou značajnosti od 5%, dok su prilivi radničkih doznaka imali signifikantan uticaj ali na nivou od 10% značajnosti.

U nastavku je, primenom kointegracione analize u panelu, izvršeno ocenjivanje uticaja stepena trgovinske otvorenosti na dinamiku robnih transakcija kao i testiranje paralelnog egzistiranja fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa u ekonomijama Evropske unije. U skladu sa izvedenim zaključcima dokazano je da stepen trgovinske otvorenosti ima uticaj na kretanje tekućeg računa i to u smislu da viši nivoi otvorenosti trgovine doprinose poboljšanju tekućeg računa. Međutim, validnost hipoteze dvostrukog deficita nije potvrđena na nivou Evropske unije kao celine, ali je pokazano da u određenim zemljama članicama postoji dugoročna uslovljenost tekućeg računa i fiskalnog bilansa. Sprovedeno istraživanje se završava izvođenjem osnovnih zaključaka i, po tom osnovu, formulisanja preporuka kreatorima ekonomske politike.

*Teorijski* doprinos disertacije ogleda se u sistematičnom predstavljanju geneze trgovinskih neravnoteža u Evropskoj uniji u smislu analize faktora koji su dominantno odredili povećanje ekstreme neravnoteže. Ključni segmenti istraživanja koji se odnose na ispitivanje postojanja divergentnih trendova tekućeg računa i perzistentnosti deficita tekućeg računa do sada nisu razmatrani na uzorku koji obuhvata sve ekonomije Evropske unije. Takođe, doprinos istraživanja ogleda se i u detaljnoj analizi determinanti tekućeg računa, naročito ispitivanju uticaja institucionalnih faktora na produbljivanje eksterne neravnoteže, što nije dovoljno proučavano u dosadašnjoj literaturi. Zatim, osobenost sprovedene analize ogleda se i u razmatranju trgovinskih neravnoteža u zemljama kandidatima za pristupanje, kao i njihov uticaj na već postojeći deficitan saldo tekućih transakcija u Evropskoj uniji.

Sa *metodološkog* stanovišta, u odnosu na postojeće stanje u literaturi, doprinos disertacije odnosi se na primenu savremenih ekonometrijskih modela i metoda panela, gde se pre svega misli na dinamički model kvantilne regresije u panelu, koji predstavlja relativno noviji pravac istraživanja. Osim toga, dinamički model kvantilne panel regresije do sada nije primenjivan prilikom ispitivanja perzistentnosti tekućeg računa, kao ni prilikom ocenjivanja potencijalnog heterogenog uticaja odabranih faktora na promenu robnih tokova na različitim kvantilima raspodele tekućeg računa. Specifičnost

istraživanja ogleda se i primenjenim procedurama ocenjivanja (metod grupnih sredina, metod združenih grupnih sredina, metod sa zajedničkim koreliranim efektima) prilikom ocene dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na nivou Evropske unije kao celine, odnosno heterogene veze po pojedinačnim zemljama članicama.

Sprovedeno istraživanje značajno je i sa aspekta praktične primene koja se ogleda u sumiranim preporukama kreatorima ekonomskih politika koje bi mogle da se implementiraju kao deo strategije usmerene na smanjenje eksterne neravnoteže u Evropskoj uniji. Na osnovu detaljne analize determinanti tekućeg računa moguće je ustanoviti uzroke trgovinskih divergencija i, u skladu sa tim, prilagoditi politička delovanja usmerena na svođenje deficita tekućih transakcija u prihvatljive okvire.

# **PRVI DEO**

## **TEORIJSKI OKVIR TEKUĆEG RAČUNA I ISKUSTVA U ZEMLJAMA EVROPE**

### **1. ANALIZA TEKUĆEG RAČUNA SA TEORIJSKOG ASPEKTA**

#### **1.1 Geneza globalnih neravnoteža tekućeg računa**

Visok spoljnotrgovinski deficit predstavlja najveći izazov za eksternu ravnotežu. Velik broj zemalja se suočava sa rastućom divergencijom trgovinskih tokova i uravnotežen tekući bilans se pre može smatrati kao retkost, nego kao pravilo u ekonomskoj praksi. Ekonomska i finansijska kriza aktuelizovala je problematiku održivosti deficita tekućeg računa što je postalo značajno, ne samo ekonomsko, nego i političko pitanje. U teorijskom određenju, deficit trgovinskih transakcija je održiv do one granice do koje se može finansirati dostupnim izvorima u zemlji i inostranstvu, odnosno, sve dok se zaduživanjem mogu prikupiti potrebna sredstva. Jasno je da ova strategija finansiranja postaje veoma problematična i upitna u dugom roku, jer je prvenstveno određena sposobnostima države da uredno servisira finansijske obaveze. Iskustva velikog broja zemalja upućuju na postojanje problema perzistentne eksterne neravnoteže koja varira u zavisnosti od međunarodne pozicije zemlje, trgovinske otvorenosti, unutrašnjih performansi i sposobnosti da se apsorbuju različiti eksterni šokovi.

Premda u ekonomskoj teoriji nije postignut konsenzus oko jednoznačne definicije pojma održivosti, opšteprihvaćen pravac u literaturi odnosi se na analiziranje da li nastavak primene tekuće ekonomske politike zahteva drastične promene (u kontekstu pre svega vodeće fiskalne i monetarne politike) ili uzrokuje izbijanje krize (kao što je kolaps deviznog kursa koji se manifestuje kroz nemogućnost servisiranja eksternih obaveza). U slučaju da je odgovor potvrđan, zaključuje se da je neravnoteža tekućeg računa neodrživa (Milesi-Ferretti i Razin 1996). Drugim rečima, tekući račun je održiv ukoliko je zemlja u mogućnosti da, bez ekstremnih promena u ponašanju privatnog sektora ili promena u vodećoj ekonomskoj politici, zadovolji svoje dugoročno intertemporalno budžetsko ograničenje (Taylor 2002; Camarero, Carrion-i-Silvestre, i Tamarit 2009).

Posmatrajući tekući račun u kontekstu odnosa štednje i investicija, deficit ukazuje na značajniji porast investicija u odnosu na štednju. Potrebno je razlikovati da li je porast investicija posledica većeg ulaganja usled očekivanog većeg profita ili je odraz nedostatka štednje usled prekomerne državne potrošnje. Nasuprot tome, u uslovima da nivo štednje prevazilazi nivo investicija, zemlja je u poziciji da višak sredstava usmeri na međunarodno tržište kapitala. Isto tako, ukoliko je iznos štednje hronično manji od onog koji je potreban za finansiranje domaćih investicija dolazi do značajne akumulacije spoljne zaduženosti zemlje, budući da se deficit u jednim zemljama uglavnom pokriva na osnovu suficita u drugim, dakle, međunarodnim prilivima kapitala (Belke i Dreger 2011).

Promena realnih kamatnih stopa, posebno onih koje su određene na duži rok, implicira promenu odnosa štednje i investicija pa samim tim utiče i na trgovinske odnose. Sa druge strane, problem prekomerne globalne štednje (engl. *global saving glut*) u periodu pre izbijanja ekonomske krize rezultirao je niskim dugoročnim realnim kamatnim stopama, odnosno porast štednje u zemljama sa tržištem u nastajanju i zemljama koji su vodeći proizvođači nafte uspeo je da održi globalnu kamatnu stopu na niskom nivou (Bernanke 2005, 2015). To je uslovalo permanentu eksternu neravnotežu koja ukazuje da je za rast kamatnih stopa i stabilizaciju tekućih računa neophodno postići usklađenost trgovinskih i finansijskih tokova između zemalja.

Takođe, uvažavajući različite izvore nastanka deficita, za svaku zemlju je važno odrediti prirodu eksterne neravnoteže, odnosno, da li je u pitanju privremeni ili trajni deficit tekućeg računa. Dok privremen deficit može da bude posledica realokacije kapitala u područja pogodnija za investiranje, u uslovima permanentne eksterne neravnoteže, koja se u krajnjoj instanci finansira dodatnim zaduživanjem, dolazi do prekomerne akumulacije spoljnog duga i povećanja kamatnih plaćanja koja padaju na teret budućih generacija (Holmes, Otero, i Panagiotidis 2010).

Posmatrano iz ugla istorijske perspektive, Belke i Schnabl (2013) identifikuju četiti generacije globalnih neravnoteža tekućeg računa. *Prva*, između Japana i Sjedinjenih Američkih Država (SAD), koja je nastupila početkom 1980-ih godina kao posledica liberalizacije kapitalnih tokova u Japanu i restriktivne monetarne politike koju je u to vreme praktikovala SAD. Visoki odlivi kapitala iz Japana rezultirali su suficitom tekućeg računa, dok je tekući račun SAD-a tonuo u deficit i svi pokušaji da se



uravnoteže trgovinski odnosi između ove dve zemlje rezultirali su neuspehom. Jedna od primenjivanih mera bila je i oštra apresijacija jena koju je uspela da ublaži monetarna ekspanzija japanske vlade i dalje postakla rapidan rast domaće ekonomije.

*Druga*, koja se vezuje za azijsku finansijsku krizu nakon koje se Japan, zajedno sa Kinom, priključio grupi manjih istočno-azijskih zemalja u proces finansiranja deficita tekućeg računa SAD-a. U uslovima rastućih neravnoteža trgovinskih tokova između dve vodeće svetske ekonomije (Kina i SAD), kineska vlada je dozvolila samo nominalnu apresijaciju nacionalne valute dok je realni devizni kurs ostao relativno stabilan. Odnosno, nije nastupila ozbiljnija promena potrošačkih cena ili zarada koja bi uslovlila promenu realnog deviznog kursa, dok je u isto vreme centralna banka intervenisala promenom zvaničnih rezervi kako bi sprečila velike oscilacije nacionalne valute (McKinnon i Schnabl 2011).

Za razliku od prethodne dve, *treća* generacija globalnih neravnoteža odnosi se na uticaj rasta cena nafte i sirovina na promene tekućih računa. Divergencija trgovinskih odnosa nastala je na relaciji zemalja uvoznica i izvoznica gde su SAD i zemlje južne Evrope beležile rastući deficit tekućeg računa, dok su zemlje istočne Azije i severne Evrope ostvarivale značajne prihode po osnovu izvoza što je doprinelo poboljšanju njihovih tekućih bilansa.

Konačno, *četvrta* generacija trgovinskih neravnoteža odnosi se na razlike tekućih računa zemalja Evropske unije. Premda je saldo trgovinskih tokova evropskih zemalja u dužem periodu bio na približno ravnotežnom nivou, nakon eskaliranja svetske ekonomske krize 2008-2009 i kasnije dužničke krize, brojne unutrašnje divergencije su postale sve očiglednije. Različiti inicijalni uslovi u pogledu salda tekućeg računa, potrošačkih cena, troškova rada, fiskalne politike i zaduženja nacionalnih vlada uticali su na produbljivanje jaza između bogatijih i siromašnijih zemalja članica. Budući da su manje razvijene zemlje kontinuirano gubile eksternu konkurentnost i povećavale platnobilansni deficit i nivo zaduženosti, vremenom je ekonomski dualizam između zemalja jezgra i periferije Evrope postao sve izraženiji.

Ključno pitanje odnosi se na koji način je uvođenje evra imalo uticaj na tekuće račune zemalja članica valutne unije. Posmatrano sa trgovinskog aspekta, prihvatanje fiksnog nominalnog deviznog kursa u uslovima različitih proizvodnih i produktivnih struktura uticalo je na povećanje neravnoteža tekućih računa između zemalja i produbilo

već postojeće neujednačenosti bilansa robnih tokova (Holmes 2006; Berger i Nitsch 2010; Belke i Dreger 2011; European Commission 2012). Nedostatak fleksibilnosti nominalnog deviznog kursa u okviru monetarnog sistema dodatno je otežalo upotrebu deviznog kursa kao absorbera šokova i time ograničilo zemlje u pogledu redukcije trgovinske neravnoteže i poboljšanja izvoznih performansi.

Drugim rečima, primena politike fiksnog nominalnog deviznog kursa automatski onemogućuje korekcije valutnih pariteta, pa zemlje uglavnom pribegavaju internoj devalvaciji koja se odnosi na smanjenje cena i troškova radne snage kako bi se poboljšala konkurentnost. Ipak, s obzirom na nisku inflaciju u Evrozoni, primena mera nije postigla uravnotežavanje tekućeg računa u zemljama koje su na taj način pokušale da velike deficite tekućih računa spuste u prihvatljive okvire (Grčka, Irska, Italija, Portugal, Španija), a efekti se razlikuju po zemljama u zavisnosti od toga koliko efikasno i koliko dugo se primenjivala ova mera (Schnabl i Freitag 2012; Belke i Schnabl 2013; Carrasco i Serrano 2014).

Sa finansijske strane, osnivanjem valutne unije došlo je do oslobađanja kapitalnih tokova i smanjenja rizika ulaganja u druge zemlje što je direktna posledica usaglašavanja monetarnih politika i kamatnih stopa od strane Evropske centralne banke (ECB). Teorijski posmatrano, simultana povezanost računa tekućih i kapitalnih transakcija podrazumeva da je mogućnost zemlje za kapitalna ulaganja direktno uslovljena stanjem tekućeg računa. Drugim rečima, s obzirom da se za pokriće deficita tekućeg računa u prvoj instanci koriste sredstva kapitalnog računa, ulaganje viška kapitala u druge zemlje podrazumeva da su obe komponente u poziciji suficita (Ciocyte i Rojas-Romagosa 2015).

Takođe, postoje različiti mehanizmi posredstvom kojih zemlja može da obezbedi višak finansijskih sredstava za dalja ulaganja i povećanje profita. Prvo, to je kapacitet prirodnih resursa. Zemlje koje su izvoznici prirodnih sirovina (nafte, gasa, minerala) značajan deo prihoda ostvaruju iz pomenutih izvora nezavisno da li su u pitanju prihodi privatnih firmi ili nacionalnih vlada. Drugo, cenovno konkurentan izvozni sektor koji odlikuje prisustvo većeg broja profitabilnih multinacionalnih kompanija u značajnoj meri određuju pozitivan saldo tekućeg i finansijskog računa i obezbeđuje dovoljno sredstava za dalja investiciona ulaganja i povećanje stope rasta (Mayer i Ottaviano 2008). Dalje, unapređenje kompetitivnih performansi umnogome doprinosi poboljšanju

eksterne pozicije zemlje, odnosno, povećanje produktivnosti ili promena relativnih cena smanjuje uvoz, pospešuje izvoz i poboljšava tekući račun.

Neosporno je da je finansijska integracija u EU stvorila uslove za slobodno kretanje kapitala iz ekonomski bogatih (zemlje jezgra) u siromašnije zemlje (zemlje periferije) koje su imale veliku potražnju za dodatnim sredstvima i u kojima je bila viša stopa prinosa na investiciona ulaganja. Ipak, smatra se da je upravo krhkost finansijskog sistema jedan od glavnih uzročnika evropske krize. Kako bi zadovoljile kreditnu ekspanziju, banke u manje razvijenim zemljama pozajmljivale su sredstva na jedinstvenom tržištu kapitala. Posmatrano sa aspekta teorije realne konvergencije, laka dostupnost nedostajućih sredstava trebalo je da omogući nerazvijenim zemljama da uvećaju stope rasta i približe se nivou ekonomske razvijenosti u naprednijim ekonomijama. U isto vreme, u pitanju su dominantno bili kratkoročni krediti što je učinilo banke znatno osetljivijim na promene u međunarodnim kapitalnim kretanjima. Eskaliranjem finansijske krize u SAD-u zemlje izvoznici kapitala (Nemačka, Francuska, Holandija) susrele su se sa problemom stabilizacije sopstvenih bilansa plaćanja i bile su prinuđene da umanje odobravanje kredita zemljama južne Evrope. Tada nastupaju poteškoće za banke jer više nisu bile u mogućnosti da refinansiraju svoja zaduživanja a nisu imale potencijal da odgovore kreditnim zahtevima. Ovakav razvoj događaja doveo je do “pucanja mehura” na tržištu nekretnina i finansijska kriza je brzo prerasla u ekonomsku krizu (Carrasco i Serrano 2014).

Iskustvo evropskih zemalja nedvosmisleno upućuje na zaključak da je finansijski sistem imao važnu ulogu u prenošenju krize između integrisanih zemalja (Kollmann, Enders, i Müller 2011). Takođe, usled smanjenja ili čak potpunog prekida kapitalnih priliva u deficitne zemlje neravnoteže tekućih računa dodatno su se povećale i produbile jaz na relaciji zemalja jezgra i periferije Evrope. Ispostavilo se i da je akumulacija deficita tekućeg računa u perifernim zemljama u periodu pre izbijanja krize u velikoj meri doprinela ekonomskoj kontrakciji i poremećaju bankarskog sistema (Lane i Pels 2012). Budući da je uravnotežavanje tekućeg računa jedan od glavnih prioriteta ekonomskih politika u EU, ishodišno pitanje je, otuda, šta preostaje južnoevropskim zemljama za oporavak nacionalnih ekonomija.

## 1.2 Teorijski diskurs u analizi tekućeg računa

Uvažavajući doprinos konstitucionalnog uređenja i uvedenih sektorskih politika na povećanje integrisanosti zemalja Evropske unije, ostaje utisak da je osnivanje Evropske monetarne unije i uvođenje jedinstvene valute predstavljalo prekretnicu u daljem razvoju evropske ideje. Veća povezanost finansijskih tržišta i niži transakcioni troškovi imali su za posledicu intenzivnije kretanje kapitala i povećanje obima trgovine između zemalja članica (Lane 2008; Schmitz i Von Hagen 2011). Međutim, neposredan efekat ovih kretanja u zajednici koja obuhvata zemlje različitog nivoa razvijenosti ogleda se u promenama komponenti bilansa plaćanja, odnosno neravnotežama salda tekućih i kapitalnih transakcija. Empirijska istraživanja su potvrdila da postoje značajne neusklađenosti u kretanjima tekućeg računa između zemalja Evrope (European Commission 2010; Jaumotte i Sodsriwiboon 2010; Gossé i Serranito 2014), pa se prirodno nameće pitanje kako se uvođenje evra manifestovalo na produbljanje asimetričnih trgovinskih tokova.

Izvesno je da je smanjivanje transakcionih troškova i eliminisanje valutnog rizika podsticajno delovalo na ujedinjavanje finansijskih tržišta, pa se jedan deo povećanih neravnoteža tekućeg računa može objasniti posredstvom *teorije konvergencije*. Naime, kapital može slobodno da se kreće iz zemalja sa visokim dohotkom koje imaju obilje kapitala prema zemljama koje su kapitalom oskudne i imaju niže nivoe dohotka, ali u isto vreme i visoku stopu prinosa na kapitalna ulaganja. Povećanjem stoka kapitala u siromašnijim zemljama olakšava se finansiranje domaćih investicija, pri čemu se tekući račun pogoršava usled višeg nivoa investicija u odnosu na štednju (Lane i Pels 2012; Vella 2015). Međutim, veća investiciona ulaganja ubrzavaju stopu ekonomskog rasta tako da nivo dohotka u siromašnim zemljama vremenom konvergira ka onom nivou koji je ostvaren u zemljama koje su bogate kapitalom. Prema konceptu intertemporalnog budžetskog ograničenja viši nivoi očekivanog permanentnog dohotka dodatno utiču na smanjenje štednje i povećanje tekuće potrošnje čime se pojačava negativan efekat na tekući račun (Obstfeld i Rogoff 1995).

Drugi pristup koji pojašnjava razlike u trgovinskim tokovima evropskih zemalja odnosi se na *teoriju konkurentnosti*. Polazi se od toga da je u uslovima prihvatanja fiksnog nominalnog deviznog kursa, promena realnog deviznog kursa određena

promenama relativnih cena ili jediničnih troškova rada. U uslovima višeg rasta domaćih u odnosu na inostrane cena ili u slučaju da rast zarada prevazilazi povećanje produktivnosti nastupa apresijacija deviznog kursa i pogoršanje eksterne konkurentnosti (Belke i Dreger 2013). Drugim rečima, smanjenje konkurentnosti pogoršava bilans tekućih transakcija jer rezultira negativnim odnosom izvoza i uvoza.

Za razliku od tradicionalnih teorijskih pristupa koji su se uglavnom bazirali na uticaju promena deviznog kursa na trgovinske tokove (Pilbeam 1998), jedno od osnovnih obeležja modernih teorija tekućeg računa odnosi se na uključivanje faktora međunarodne mobilnosti kapitala i analizu ekonomski otvorenih zemalja. Na taj način je omogućeno razdvajanje računa tekućih i kapitalnih transakcija u uslovima kada delovanje monetarne i fiskalne politike ima međunarodne reperkusije. Jedan od prvih modela koji je prilagođen ambijentu otvorene ekonomije je Mandel-Flemingov model koji zapravo predstavlja revidiranu verziju klasičnog IS-LM modela. Uključivanjem krive bilansa plaćanja u standardni IS-LM model omogućeno je simultano praćenje tokova na tržištu dobara, novca i bilansa plaćanja kao i sagledavanje efikasnosti ekonomskih politika u uslovima različitih valutnih aranžmana i različitog stepena mobilnosti kapitala. Međutim, intenzivnija finansijska povezanost između zemalja inicirala je i promenu područja analize sa realnih na finansijske tokove, pa značaj dobijaju teorijski pravci koji favorizuju analizu obe komponente bilansa plaćanja.

*Monetarni pristup* analizi bilansa plaćanja polazi od toga da novac ima ključnu ulogu pri čemu se uticaj realnih faktora posmatra sa aspekta njihovog uticaja na ponudu i tražnju za novcem. Zagovornici ovog pristupa su na stanovištu da je neravnoteža bilansa plaćanja privremena pojava i da će ponovno uspostavljanje ravnoteže na tržištu novca istovremeno doprineti uravnotežavanju bilansa plaćanja (Johnson 1977). Takođe, postoji uslovljenost između međunarodnih rezervi i tržišta novca u smislu da promena nivoa rezervi odgovora neravnoteži između tražnje za novcem na nacionalnom tržištu i domaće novčane ekspanzije pa deficit bilansa plaćanja nastaje kada se smanjuju međunarodne rezerve. Ideja je da ukoliko tražnja za novcem prevazilazi ponudu novca određenu od strane centralne banke, višak tražnje za novcem privlači kapital iz inostranstva i poboljšava trgovinski bilans. Nasuprot tome, ukoliko ponuda novca nadmašuje tražnju, višak novca se investira u inostranstvo i dolazi do odliva kapitala čime se pogoršava tekući račun. Proizilazi jednostavna logika ovog pristupa da se

neravnoteža između ponude i tražnje za novcem reflektuje kroz deficit ili suficit bilansa plaćanja (Malimi 2013).

*Portfolio pristup* nadograđuje monetarno tumačenje ravnoteže bilansa plaćanja na taj način što u analizu uključuje mogućnost posedovanja finansijske aktive koja pored novca uključuje i domaće i inostrane obveznice (Khan i Abbas 2015). Ukoliko nastupi promena finansijske imovine, rebalansiranje portfolija se uspostavlja prilagođavanjem neke od njegovih komponenti pri čemu rast tražnje za određenom vrstom finansijske aktive inicira promenu deviznog kursa i utiče na tekući račun. U tom određenju, rast kamatne stope na inostrane obveznice povećava tražnju za ovom vrstom kapitalne aktive što dovodi do rasta tražnje za inostranom valutom i depresijacije domaće valute sa poznatim reperkusijama na promene računa tekućih transakcija.

*Pristup makroekonomske ravnoteže* apostrofira vezu između fluktuacija deviznog kursa i eksterne konkurentnosti zemlje što se dalje reflektuje na promenu tekućeg računa i celokupne ekonomske aktivnosti (Isard i dr. 2001). Inicijalno se određuju makroekonomske determinante za koje se smatra da imaju dominantan uticaj na tekuće stanje robnih tokova i potom se vrši projekcija njihovog kretanja u srednjem roku kako bi se odredilo ravnotežno stanje tekućeg računa. Smanjenje neravnoteže računa tekućih transakcija odvija se prilagođavanjem nivoa deviznog kursa koji bi trebao da eliminiše razliku između trenutnog salda tekućeg računa i njegovog ravnotežnog nivoa. Takođe, stepen otvorenosti ekonomije u velikoj meri određuje potrebnu korekciju deviznog kursa u smislu da zemlje sa višim stepenom trgovinske otvorenosti brže reaguju na promene deviznog kursa i lakše postižu ravnotežu tekućeg dela platnog bilansa (Lee i dr. 2008).

Dalja evolucija teorijsko-analitičkih okvira usmerenih na analizu tekućeg računa odnosi se na pojavu *intertemporalnog pristupa* koji je inspirisan idejom da se promene tekućeg računa posmatraju kroz prizmu dinamičkih odluka o štednji i investicijama koje donose ekonomski agenti sa racionalnim očekivanjima (Razin 1993). Pod pretpostavkom liberalizacije kapitalnih tokova, odluke ekonomskih agenata zasnovane su na percepciji budućeg rasta produktivnosti, kamatnih stopa i drugih faktora kako bi se obezbedio optimalan odnos između štednje i investicija u dugom roku (Obstfeld i Rogoff 1995). Drugim rečima, sintezom trgovinskih i finansijskih tokova moguće je

prepoznati na koji način će makroekonomski faktori uticati na relativne cene čija promena će se odraziti na odluke o štednji i investicijama i konačno, na tekući račun.

Međutim, manjkavost intertemporalnog pristupa ogleda se u tome da model ne objašnjava dovoljno dobro dugoročna neto kapitalna kretanja između zemalja u razvoju i razvijenih zemalja, kao i između samih zemalja u razvoju (Gourinchas i Rey 2014). Takođe, smatra se da model ne uzima u obzir da tekući račun obuhvata i promenu pozicije neto inostrane aktive koja obuhvata fluktuacije tržišne vrednosti prekograničnih potraživanja i obaveza. Neosporno je da je finansijska liberalizacija podstakla razmenu kapitala između zemalja i učinila ih osetljivijim na promene cena finansijske aktive što se dalje manifestuje na dinamiku eksterne ravnoteže. Proizilazi da se u uslovima diverzifikovanih kapitalnih računa između zemalja uključivanje uticaja promene vrednosti finansijske aktive nameće kao neminovnost. Dodatno, promena realnog deviznog kursa nedvosmisleno određuje stopu prinosa na uložena sredstva i još više naglašava asimetričnu strukturu finansijske imovine (Lane i Milesi-Feretti 2007). Na toj osnovi, kasniji razvoj teorijskih postavki uglavnom se bazira na uključivanju efekata promene vrednosti faktora od uticaja na komponente bilansa plaćanja i mehanizme posredstvom koji se ove promene reflektuju na eksternu poziciju zemlje (Obstfeld i Rogoff 2005; Devereux i Sutherland 2010; Gourinchas i Rey 2014; Benetrix, Lane, i Shambaugh 2015).

### **1.3 Trgovinske neravnoteže: doktrinarna debata**

Divergencija trgovinskih tokova u evropskim zemljama postavlja nove izazove za ekonomsku teoriju i istovremeno testira validnost pozicija pojedinačnih ekonomskih paradigmi. Različitost interpretacija post-kejnzijanske, nove klasične, nove kejnzijanske i marksističke ekonomske misli upućuje ne zaključak da ne postoji konsezus u pogledu uzroka neravnoteža tekućeg računa u zemljama EU. Svojevrnsni pravci ekonomske misli na različit način analiziraju doprinos monetarnog i fiskalnog režima u valutnoj uniji na povećanje razlika u tekućim računima i izvode sopstvene preporuke kreatorima makroekonomskih politika.

Iako pripadaju jedinstvenoj ekonomskoj doktrini, pristalice *post-kejnzijanskog* pravca nemaju identična tumačenja uzroka nastanka ozbiljnih distorzija trgovinskih tokova u evropskim zemljama. Analizirajući cenovnu konkurentnost, jedan deo ekonomista zagovara ideju o koordinaciji jediničnih troškova rada između zemalja i potrebu za redefinisanjem monetarne, fiskalne i politike zarada (Truger i Hein 2004; Stockhammer, Constantine, i Reissl 2016). Sa druge strane, Mazier i Petit (2013) izvode zaključak da je disparitet u kretanju troškova primarni uzrok spoljnotrgovinskih neravnoteža u zemljama Evrozone i da je ograničenje koje nameće EMU u pogledu prilagođavanja deviznog kursa dodatno otežalo balansiranje tekućeg računa. Uvažavajući dosadašnje empirijske zaključke, grupa autora ipak smatra da su faktori koji su doprineli rastu tražnje, pre svega povećanje kreditne zaduženosti i privatnih dugovanja, dominantno uticali na distorzije tekućih računa (Storm i Naastepad 2015a, b). Takođe, ističe se da je rast tražnje u zemljama periferije koji se dominantno zadovoljio kroz povećanje uvoza uglavnom finansiran prilivom kapitala iz zemalja jezgra, odnosno da su promene kapitalnog računa rezultirale narušavanjem bilansa robnih transakcija (Lane 2013; Gabrisch i Staehr 2014). Polazeći od uslovljenosti kapitalnog i tekućeg računa, dolazi se do zaključka da je liberalizacija kapitalnih tokova i deregulacija na tržištu kredita u velikoj meri uticala na povećanje neravnoteža tekućeg dela bilansa plaćanja (Samarina, Zhang, i Bezemer 2015). Premda postoje različita objašnjenja nastanka neusaglašenih trendova robnih tokova u zemljama Evrozone, post-kejnzijanci su saglasni na poziciji da je problematičan način uređenja EMU koji omogućava odvojeno delovanje monetarne i fiskalne politike i time dodatno otežava preduzete mere u domenu smanjenja neravnoteža između zemalja (Stockhammer, Constantine, i Reissl 2016).

Zagovornici *nove klasične* i *nove kejnzijanske* ideje su isto tako saglasni da je način konstituisanja EMU u najvećoj meri doprineo rastućim neravnotežama trgovinskih tokova u evropskim zemljama, dok eventualna neslaganja postoje uglavnom kada je reč o sugestijama za buduće političke intervencije (Wyplosz 2013a; Benassy-Quere 2015; De Grauwe 2015). Wyplosz (2013a) ističe da gubitak cenovne konkurentnosti i trgovinski deficit nisu uzrok nego posledica fiskalne nediscipline u zemljama članicama koja je uticala na rast domaće tražnje i posledično na rast uvoza. S tim u vezi, potencira se da je odgovorno vođenje fiskalne politike ključno za smanjenje



trgovinskih neravnoteža u sistemu monetarne unije. Takođe, smatra se da su u EMU pristupile zemlje čije su nacionalne vlade rado prihvatile pogodnosti jedinstvene valute bez obraćanja velike pažnje na dalje promene cena i posledice na bilans plaćanja. Premda je osnivanjem EMU predviđeno da će se harmonizovanom monetarnom politikom reagovati na makroekonomske šokove, samostalna primena fiskalne politike ostavila je prostor pojedinačnim zemljama za sopstvene prociklične akcije koje su dovele do problema održivosti javnog duga. Kao jednu od mera za smanjenje postojećih neravnoteža, predlaže se uvođenje zajedničkog budžeta za članice Evrozone smatrajući da će se tako pomoći pojedinačnim zemljama da prenebregnu posledice ekonomske krize i lakše stabilizuju sopstvene ekonomije (Benassy-Quere 2015). Proučavajući različite mere usmerene na pružanje pomoći zemljama EU, kritikuje se prelivanje fiskalnih transfera između zemalja uz naglasak da bi ECB trebala da uvede novo pravilo koje se odnosi na preraspodelu kamatnih plaćanja (Pierre i Wyplosz 2014; De Grauwe 2015). Na primer, u slučaju da neka od nacionalnih vlada plaća kamatu na državne obveznice, isti iznos kamate bi trebao da se redistribuira onoj državi koja je platila i na taj način spreči da jedna zemlja profitira na račun druge.

*Marksistički* teorijski pristup umanjuje značaj kretanja kapitala kao faktora koji utiče na rast tražnje, i polazi od stava da je razlika u kretanju troškova između evropskih zemalja osnovni uzrok neravnoteža tekućeg računa. Kriza u Evrozoni se posmatra sa aspekta krize bilansa plaćanja usled sistema rigidnog režima deviznog kursa, a ne kao posledica neslaganja delovanja vodećih politika u EMU (Stockhammer, Constantine, i Reissl 2016). Apostrofira se značaj korektnog postavljanja zarada i cena u sistemu EMU i navodi da bi rast nominalnih zarada trebao da bude u skladu sa postavljenim inflacionim targetom i povećanjem nacionalne produktivnosti (Flassbeck i Lapavitsas 2013). Teorijski posmatrano na taj način bi se značajno smanjile divergencije u pogledu eksterne konkurentnosti pojedinačnih ekonomija kao i neslaganja po pitanju preraspodele dohotka. Međutim, jasno je da se ova očekivanja nisu ostvarila budući da su zemlje južne Evrope često pribegavale deflatornoj politici prilagođavanja posredstvom smanjenja zarada što se ispostavilo da je imalo negativan uticaj na suzbijanje trgovinskih neravnoteža i nacionalnu stopu rasta. Drugim rečima, primeri iz prakse upućuju na zaključak da je sama ideja monetarne integracije dovedena u pitanje i da su za prevazilaženje razlika između zemalja neophodni zajednički koordinisani

napori uključujući i prilagođavanja u vodećim zemljama Evrozone, pre svega Nemačkoj. Kritikujući tekuće neravnoteže u Evrozoni, Lapavitsas (2015) ide korak dalje i zemljama sa hroničnim deficitom tekućeg računa čak predlaže napuštanje evra i povratak monetarne suverenosti.

Pored oprečnih stavova u pogledu tumačenja neravnoteže trgovinskih transakcija, teorijski pravci se razlikuju i u pogledu predloženih strategija za prevazilaženje krize na području Evrozone. U nastavku sledi kratak osvrt na ideju socijalne Evrope, evropske ortodoksije, umerenih reformi i napuštanje valutne unije:

(i) Osporavajući neoliberalni režim ekonomske politike, post-kejnzijanci su predložili formiranje *socijalne Evrope* u kojoj bi postojalo sinhronizovano delovanje monetarne i fiskalne politike i koordinacija zarada u evropskim zemljama. To bi značilo da zemlje koje beleže suficit tekućeg računa praktikuju veće povećanje zarada kako bi se predupredile buduće neravnoteže. Evropski sistem socijalne zaštite bi obavljao preraspodelu dohotka iz prosperitetnih u nerazvijene regione bez povećanja nivoa zaduženosti javnog i privatnog sektora (Stockhammer 2016). U uslovima prihvatanja ovog scenarija, politike upravljanja tražnjom predstavljale bi glavni mehanizam za povećanje zaposlenosti i Evropska centralna banka bi bila u poziciji da preuzme ulogu zajmodavca u krajnjoj instanci i obezbedi dovoljno sredstava nacionalnim vladama za primenu ekspanzivnih politika kada se to pokaže kao neophodno rešenje (Hein i Truger 2012; Stockhammer 2016);

(ii) Polazeći od stava da je raskalašnost nacionalnih vlada zemalja južne Evrope značajno doprinela povećanju divergentnih trgovinskih tokova, nova klasična ekonomija zagovara ideju formiranja *evropske ortodoksije* gde povećanje štednje i deregulacija tržišta rada imaju ključnu ulogu u balansiranju tekućeg računa;

(iii) Sa druge strane, naglašavajući štetnost prekomerne fiskalne štednje, sledbenici post-kejnzijanske paradigme smatraju da kriza u Evrozoni nije izvorno nastala na osnovu krize državnog duga i promovišu ideju *umerenih reformi*. Takođe, zaključuje se da su iznenadni prekidi kapitalnih priliva u zemlje periferije doveli u pitanje održivost banaka i funkcionisanje nacionalnih vlada koje su zavisile od eksternog finansiranja, što se krajnjoj liniji manifestovalo kroz povećanje deficita tekućeg računa i javnog duga (Baldwin i dr. 2015). Pristalice ovog pristupa ističu da je reforma tržišta rada poželjna, ali da nema dominantnu ulogu u smanjenju trgovinskih

deficita i da je potrebno da se kombinuje sa ekspanzivnim ekonomskim politikama koje su usmerene na povećanje tražnje i održiv ekonomski rast. U tom smislu, monetarna politika bi bila fokusirana na obezbeđivanje finansijske stabilnosti i pružanje potpore bankarskom sektoru i nacionalnim vladama kada je to potrebno, dok bi fiskalna politika preuzela veći teret za rast agregatne tražnje i ostvarivanje neinflatornog nivoa pune zaposlenosti (Hein i Detzer 2015);

(iv) Marksistička ekonomska misao izvodi zaključak da je uređenje ekonomskih politika u Evrozoni dizajnirano tako da omogući velikim ekonomijama (poput Nemačke) da poboljšaju svoju konkurentnost i profitiraju na račun manje razvijenih zemalja. S obzirom da je potpuno reformisanje evropskih institucija i politika teško izvodljivo, pripadnici ove škole predlažu ekstremnu strategiju odnosno *progresivno napuštanje* valutne unije. Zalagajući se za ovo rešenje, napominje se da se za pojedine ekonomije troškovi prihvatanja jedinstvene valute konstantno povećavaju a koristi smanjuju, i da bi Evropska unije trebala da pruži podršku zemljama članicama koje žele da napuste Evrozonu (Flassbeck i Lapavitsas 2013). Takođe, predlaže se formiranje novog evropskog monetarnog sistema nalik onom koji je funkcionisao pre formiranja EMU, koji bi podrazumevao da se vrednost nacionalnog valuta određuje u odnosu prema evru čime bi se obezbedila stabilnost deviznih kurseva i monetarna saradnja između zemalja.

#### **1.4 Determinante tekućeg računa i očekivani uticaji na tekući račun**

Analiza neravnoteža tekućeg računa u zemljama EU posebno je intenzivirana nakon eskaliranja globalne ekonomske i finansijske krize. U okviru razmatranja divergencija trgovinskih tokova u evropskim zemljama, posebnu pažnju zavređuje proučavanje determinanti koje su uticale na promene tekućih računa i stvorile veliki ekonomski jaz između zemalja. U isto vreme, utvrđivanje značaja uticaja pojedinih faktora na saldo tekućeg računa ima esencijalni značaj za kreatore ekonomskih politika u procesu redukcije neravnoteže bilansa robnih transakcija.

Relacija tekućeg računa predstavljena kao razlika između štednje i investicija može se prikazati na sledeći način (Ana Paula Cusolito i Milan Nedeljković 2013):

$$CA(X_{CA}) = S_P(X_S) - I_P(X_I) + S_G - I_G. \quad (1.1)$$

Evidentno je da su ukupna štednja i investicije ( $S, I$ ) klasifikovane na privatne ( $S_P, I_P$ ) i državne ( $S_G, I_G$ ), pri čemu su  $X_S$  i  $X_I$  faktori koji utiču na privatnu štednju i investicije, respektivno. Polazeći od toga da  $X_{CA}$  predstavlja egzogene faktore koji utiču na tekući bilans nezavisno od promene štednje i investicija, polazna relacija se može predstaviti i u sledećoj formi:

$$CA = g(X_S, X_I, S_G, I_G, X_{CA}), \quad (1.2)$$

gde se pretpostavlja da je funkcija  $g(\cdot)$  linearna.

Iz prethodnih identiteta prozilazi da se u analizi determinanti tekućeg računa polazi od faktora koji dominantno određuju promene štednje i investicija. U nastavku sledi predstavljanje tih faktora i njihovog pojedinačnog uticaja na bilans trgovinskih tokova.

**Perzistentnost deficita tekućeg računa:** Dosadašnja empirijska literatura potvrđuje pozitivan i statistički značajan uticaj prethodnog kretanja tekućeg računa na njegov aktuelni nivo (Freund i Warnock 2007; Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Gehringer 2013; Das 2016). Zemlje koje u dužem periodu ostvaruju deficit robnih tokova značajno akumuliraju dugovanja i otežavaju prilagođavanje tekućeg računa.

**Fiskalni bilans:** Direktan uticaj na agregatnu tražnju se ostvaruje kada, usled višeg nivoa državne potrošnje, raste ukupna tražnja, kao i tražnja za uvoznim dobrima, uzrokujući negativne promene trgovinskog bilansa (Abbas i dr. 2011). Sa druge strane, indirektan uticaj na tokove agregatne tražnje nastaje usled smanjenja poreskog opterećenja, odnosno preko odluka o potrošnji domaćinstava i preduzeća. Dodatno, državne kupovine nerazmenjivih dobara dalje utiču na povećanje cena i manifestuju se u apresijaciji realnog deviznog kursa i povećanju deficita tekućeg računa (Cusolito i Nedeljković 2013). Uticaj fiskalnog bilansa može da se posmatra i sa aspekta njegovog uticaja na nivo privatne štednje. Zaduživanje vlade u tekućem periodu utiče na

povećanje poreza u budućnosti kako bi se servisirale uvećane obaveze, pa posledično i na domaću štednju. Intertemporalni pristup tekućem računu je na poziciji da se dodatni dugovi države u potpunosti kompenziraju uvećanom privatnom štednjom. Odnosno, pojedinci znaju da će se uvećana potrošnja državnog sektora manifestovati kroz veća poreska opterećenja pa se odlučuju da više štede. Istovremeno, povećanje štednje utiče na manju potrošnju uvoznih dobara što ima pozitivne implikacije na tekući račun. Sa druge strane, ukoliko ne postoji potpuna pokrivenost državnih dugova privatnom štednjom, dolazi do promene u odnosu štednje prema investicijama i uticaja na tekući račun (Herrmann i Jochem 2005). Istovremeno, ekonomije u kojima je razvijeniji finansijski sistem i koje imaju obezbeđen viši nivo štednje u privatnom sektoru biće u situaciji da mogu da umanje uticaj fiskalnog deficita na tekući račun (Rahman 2008). Proizilazi da odgovorno vođenje fiskalne politike bez generisanja neodrživih budžetskih deficita ostavlja više prostora za štednju i poboljšava saldo tekućeg računa (Gehring 2013). U ekonomskim analizama međusobna uslovljenost fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa se naziva hipoteza dvostrukog deficita (eng. *twin deficit hypothesis*), a rezultati brojnih istraživanja idu u prilog potvrđivanja uzročne veze između državne potrošnje i salda trgovinskih tokova (Chinn i Ito 2007; Kosteletou 2013; Das 2016).

**Stopa ekonomskog rasta:** U skladu sa teorijskim pretpostavkama, viša stopa ekonomskog rasta, usled višeg nivoa ukupne tražnje, povećava tražnju za uvoznim dobrima i uslugama i utiče na povećanje uvoza u odnosu na izvoz. Takođe, u skladu sa očekivanjima u vezi sa permanentnim povećanjem raspoloživog dohotka u budućnosti, dolazi do povećanja potrošnje, smanjenja štednje i pogoršanja odnosa u tekućem bilansu. Isto tako, zemlja koja ostvaruje više stope rasta deluje podsticajno za nova ulaganja i dalje produbljuje razliku između investicija i štednje. Međutim, ukoliko se povećanje raspoloživog dohotka posmatra kao privremeno, ekonomski agenti će povećati svoju štednju i poboljšati tekući račun (Cusolito i Nedeljkovic 2013).

**Stepen otvorenosti zemlje:** Viši stepen otvorenosti zemlje meren odnosom izvoza i uvoza prema bruto domaćem proizvodu podrazumeva niži stepen trgovinskih barijera i stvara klimu pogodniju za investiranje. U tom smislu, naspram očekivanja da će stepen otvorenosti zemlje negativno uticati na tekući račun usled viših investicija u odnosu na štednju, rezultati pojedinih empirijskih istraživanja potvrđuju pozitivan efekat trgovinske otvorenosti na tekući račun (Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Ciocyte i

Rojas-Romagosa 2015). Prethodno se objašnjava činjenicom da viši stepen otvorenosti zemlje povećava mogućnosti zemlje za investiranje i finansiranje deficita tekućeg računa na osnovu kapitalnih priliva iz inostranstva, budući da sposobnost servisiranja eksternih obaveza pozitivno utiče na privlačenje stranog kapitala.

**Realni efektivni devizni kurs, REER:** Promene REER ukazuju na kretanje eksterne konkurentnosti zemlje u smislu da povećanje REER upućuje na apresijaciju i pogošanje pozicije zemlje u međunarodnoj razmeni što dalje generiše povećanje deficita tekućeg računa. Takođe, smatra se da promene realnog deviznog kursa više utiču na tekuće račune zemalja sa manjim stepenom trgovinske otvorenosti. Prethodno se objašnjava stavom da su izvoznici uglavnom produktivnije firme koje lakše apsorbuju fluktuacije deviznog kursa i kod kojih je efekat transmisije kursa na cene manje izražen. Naime, budući da su veliki izvoznici istovremeno i značajni uvoznici postoji mogućnost neutralizovanja efekta promene deviznog kursa posredstvom kanala marginalnih troškova (Amiti, Itskhoki, i Konings 2014; Caivano i Coniglio 2016).

**Strane direktne investicije:** Ukoliko se povećanje investicija manifestuje u višem nivou produktivnosti sektora razmenjivih dobara, dolazi do povećanja izvoza, smanjenja tražnje za uvoznim dobrima i poboljšanja tekućeg bilansa. Takođe, ukoliko je došlo do porasta priliva inostranog kapitala stvaraju se pretpostavke za postojanje stabilnog izvora finansiranja deficita tekućeg računa. Istovremeno, viši nivoi stranih direktnih investicija usmerenih na finansiranje deficita tekućeg računa, utiču na apresijaciju valute i neminovno smanjenje izvoza sa negativnim posledicama na tekući bilans.

**Neto inostrana aktiva:** Zemlje sa većom neto inostranom aktivom mogu da ostvare dobit po osnovu viših neto deviznih priliva u vidu neto kamata i profita, čime se ostvaruje pozitivan uticaj na tekući račun. Izvesno je da su pojedine zemlje profitirale na osnovu rasta cena nafte i povećale svoje devizne rezerve što im je omogućilo da postanu važni neto kreditori na međunarodnom tržištu kapitala (Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013). Sa druge strane, negativan uticaj nastaje u uslovima kada veće količine inostranih obaveza podrazumevaju i veća kamatna plaćanja za njihovo redovno izmirenje.

**Demografski faktori:** Empirijski je potvrđeno da veći udeo ekonomski neaktivnog stanovništva u odnosu na aktivno doprinosi permanentnom rastu potrošnje u odnosu na dohodak uz istovremeno smanjenje nacionalne štednje čime se pogoršava tekući račun

(Barnes, Lawson, i Radziwill 2010). U isto vreme, u okviru stanovništva koje je izvan kategorije radne snage korisno je u analizi i napraviti razliku između mlađe i starije populacije, iz razloga što veći udeo mlađe populacije ima izraženiji negativni uticaj na tekući bilans (Chinn i Prasad 2003).

**Realna kamatna stopa:** Viši nivo kamatne stope utiče na smanjenje tekuće potrošnje koja postaje skuplja, dok se u isto vreme povećavaju troškovi investicionih ulaganja. U krajnjoj instanci, povećava se štednja i smanjuju investicije što ima pozitivan uticaj na tekući račun (Barnes, Lawson i Radzwill 2010).

**Relativni dohodak:** Chinn i Prasad (2003) su ukazali na značaj teorije “stadijuma razvoja” prilikom analize uticaja promene relativnog dohotka na tekući račun. Naime, zemlja koja prelazi iz niskog na srednji nivo razvijenosti uglavnom uvozi kapital i ostvaruje deficit tekućeg računa da bi tokom vremena, sa povećanjem ekonomske razvijenosti, ostvarivala suficit tekućeg računa koji omogućuje izmirivanje dospelih finansijskih obaveza i ulaganje kapitala u druge manje razvijene zemlje.

**Produktivnost:** Viši nivoi produktivnosti u nekoj zemlji pozitivno utiču na privlačenje stranih direktnih investicija i povećavaju neravnotežu tekućeg računa. Sa tim u vezi, razume se da je liberalizacija kapitalnih kretanja neophodan preduslov za slobodna investiciona ulaganja (Cyocyte i Rojas-Romagosa 2015).

**Strukturalne rigidnosti:** Smatra se da viši stepen rigidnosti tržišta rada obeshrabruje investicije i na taj način generiše suficit tekućeg računa (Barnes, Lawson, i Radzwill 2010; Cyocyte i Rojas-Romagosa 2015).

**Institucionalno i političko okruženje:** Empirijski nalazi su potvrdili da zemlja koja je institucionalno i politički bolje uređena podsticajno deluje na povećanje investicija što negativno utiče na bilans tekućeg računa (Gruber i Kamin 2005).

**Članstvo u Evrozoni:** Značajan deo istraživanja je saglasan na poziciji da je uvođenje evra povećalo trgovinske nejednakosti između zemalja Evrozone (Berger i Nitsch 2010; Chen, Milesi-Ferretti, i Tressel 2013). Na toj osnovi, grupa autora je razmatrala uticaj članstva u Evrozoni na kretanje tekućeg računa posebno u zemljama jezgra i periferije. Za razliku od zemalja jezgra gde postoje oprečni stavovi, za zemlje periferije je potvrđen negativan uticaj prihvatanja jedinstvene valute na saldo tekućeg računa (Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Jaumotte i Sodsriwiboon 2010).

**Tabela 1.1** Očekivani uticaji odabranih determinanti na tekući račun

Determinante tekućeg računa	Očekivani uticaj
Tekući račun sa docnjom	+
Fiskalni bilans	+
Rast GDP-a	-
Neto inostrana aktiva	+
Strane direktne investicije	-
Nivo relativnog dohotka	+
Realna kamatna stopa	+
Nivo produktivnosti	+
Demografski faktori	+/-
Strukturalne rigidnosti	+
Institucionalno i političko okruženje	-
Realni efektivni devizni kurs	-
Trgovinska otvorenost	+
Članstvo u Evrozoni	+/-

**Napomena:** U kategoriji demografskih faktora ubraja se radno aktivno i radno neaktivno stanovništvo pa se u skladu sa tim razlikuje i uticaj na tekući račun. Slično, članstvo u Evrozoni nema isti efekat na tekući račun kod zemalja jezgra i periferije. Očekivani pravci uticaja na tekući račun izvedeni su na osnovu značajnog broja empirijskih nalaza: (Chinn i Prasad 2003; Lane i Milesi-Ferretti 2011; Ca’Zorzi, Chudik, i Dieppe 2012; Cusolito i Nedeljković 2013; Ciocyte i Rojas-Romagosa 2015).

**Izvor:** Autorski prikaz.

### 1.5 Efekti cikličnih i strukturnih faktora na tekući račun

U okviru izloženih determinanti korisno je napraviti razliku u kojoj meri strukturni i ciklični faktori doprinose promenama tekućeg računa. Razumevanje uticaja strukturnih i cikličnih faktora od značaja je za precizniju procenu razvoja trgovinskih tokova u srednjem roku, kao i za eventualna poboljšanja koja je moguće ostvariti promenom vodećih ekonomskih politika (Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013). Ukoliko su promene tekućeg računa posledica delovanja cikličnih faktora postoji velika verovatnoća da će se saldo tekućeg računa vratiti na svoj pređašnji nivo bez bilo kakve političke intervencije.



Analogno tome, ako su fluktuacije na tekućem računa nastale dejstvom strukturnih faktora opravdano je očekivati da će neravnoteža trgovinskih tokova biti perzistentna u srednjem roku i da će za poboljšanje tekućeg računa biti potrebne odgovarajuće mere ekonomskih politika (Cusolito i Nedeljković 2013).

Polazeći od dekompozicije faktora na strukturne ( $Y^S$ ) i ciklične ( $Y^C$ ), relacija tekućeg računa se može prikazati izrazom:

$$CA_t^S = S_t^S - I_t^S ; CA_t^C = S_t^C - I_t^C . \quad (1.3)$$

Jedan deo empirijske literature bavi se analizom uticaja strukturnih faktora na promene tekućeg računa u evropskim zemljama. Analizirajući uticaj reformi na tržištima radne snage, dobara i kapitala, Kennedy i Sløk (2005) na uzorku od 14 OECD zemalja potvrđuju vezu između perzistentnosti neravnoteže tekućeg računa i tržišnih rigidnosti uz naglasak da preduzete mere mogu da imaju različit uticaj na tekući račun u zavisnosti od okolnosti koje su prisutne u pojedinačnim zemljama. Takođe, rezultati ukazuju da reforme kojima se postiže veća otvorenost tržišta dobara i kapitala doprinose povećanju deficita trgovinskih tokova, dok je za promene na tržištu rada potrebno određeno vreme kako bi se postigli nameravani efekti na tekući račun. Drugim rečima, da bi se govorilo o uravnotežavanju trgovinskih transakcija na dugi rok potrebno je da se sagleda na koji način prilagođavanje zarada i cena utiče na poboljšanje cenovne konkurentnosti, produktivnost, investicije i konačno na tekući račun.

U tom kontekstu, Blanchard (2007) ističe da prisustvo nominalnih i realnih rigidnosti u ekonomiji otežava korekciju zarada u skladu sa tržišnim uslovima, pri čemu je u datim okolnostima potrebno veće smanjenje zaposlenosti kako bi se povratila konkurentnost privrede. Imajući u vidu da je povećanje stope nezaposlenosti izuzetno visoka cena eksternog prilagođavanja, alternativne opcije odnose se na mere kojima se podstiče rast produktivnosti i povećanje fleksibilnosti zarada. Neosporno je da unapređenje produktivnosti pospešuje rast bruto domaćeg proizvoda dok se deficit tekućeg računa smanjuje u onoj meri u kojoj je povećanje produktivnosti uticalo na poboljšanje konkurentnosti sektora razmenjivih dobara, uz ograničenje da je rast zarada prethodno bio manji u odnosu na rast produktivnosti. Očekivanja su usmerena u pravcu da će veći dohodak doprineti povećanju potrošnje i da će prosperitetnije ekonomske

okolnosti podsticajno delovati na investicije i smanjiti nezaposlenost. Ipak, s obzirom da povećanje produktivnosti iziskuje vreme, koordinacija zarada može da doprinese smanjenju nominalnih rigidnosti i umanju troškove prilagođavanja na području zaposlenosti.

Sličan stav promovisan je i u radu Ju i Wei (2007) gde je pojašnjen uticaj rigidnosti tržišta rada na neravnoteže robnih tokova u smislu da manje fleksibilna tržišta usporavaju brzinu konvergencije tekućeg računa prema dugoročnoj ravnoteži. Istovetan zaključak izveden je i u istraživanju koje su sproveli Berger i Nitsch (2010) gde se ispostavilo da zemlje sa nižim stepenom fleksibilnosti tržišta radne snage i dobara imaju više nivoe deficita tekućeg računa pri čemu se jedan deo visokih trgovinskih neravnoteža u okviru Evrozone objašnjava i visokim prosečnim nivoom zaštite zaposlenih.

Uticaj strukturnih reformi na tekući račun potvrđen je i radu Zemanek, Belke, i Schnabl (2010). Sa jedne strane, analiziran je uticaj strukturnih reformi na tekući račun, dok je istovremeno praćen doprinos prilagođavanja privatnih tržišta posredstvom promena jediničnih troškova rada na nivou firmi. Budući da strukturne reforme dominatno utiču na povećanje fleksibilnosti tržišta rada i time omogućuju direktno prilagođavanje zarada u odnosu na promene na nivou pojedinačnih firmi, rezultati istraživanja upućuju na zaključak da viši stepen strukturnih reformi ima delotvorniji uticaj na tekući račun i na taj način smanjuje efekat prilagođavanja u domenu privatnih tržišta. Budući da je u monetarnoj uniji promena realnog deviznog kursa određena promenama relativnih cena, Biroli, Mourre, i Turrini (2010) ističu da regulacije koje utiču na cene, fleksibilnost nominalnih zarada i zaštitu zapošljavanja imaju vodeću ulogu u procesu poboljšanja cenovne konkurentnosti i prilagođavanja tekućeg računa.

Analizirajući efekte pojedinačnih strukturnih politika na promenu odnosa štednje i investicija na uzorku od 117 zemalja u periodu od 1993-2008. godine, Kerdrain, Koske, i Wanner (2010) izvode sledeće zaključke: (i) povećanje izdataka za zdravstvenu zaštitu smanjuje stopu štednje i pogoršava tekući račun; (ii) reforme tržišta dobara i podsticanje zdrave konkurencije ima pozitivan uticaj na povećanje investicija, s tim što je efekat privremenog karaktera; (iii) liberalizacija finansijskih tržišta smanjuje štednju u manje razvijenim zemljama; (iv) strožija regulativa koja se odnosi na zaštitu zaposlenih smanjuje stopu štednje, ali samo u zemljama gde su niske beneficije u

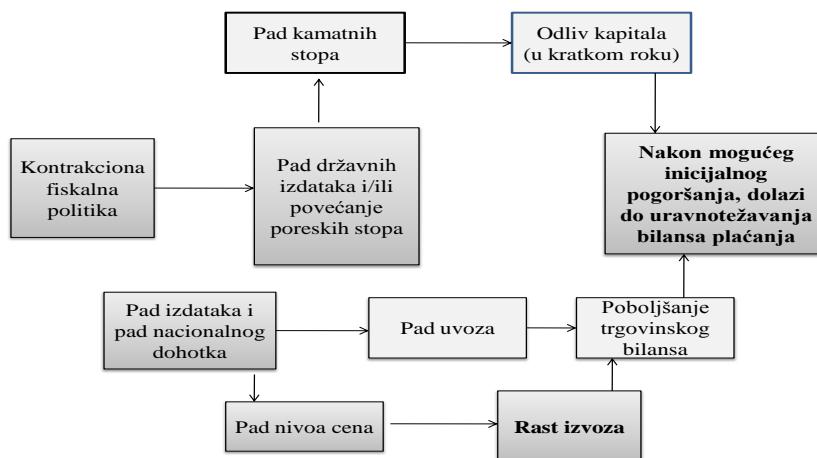
slučaju nezaposlenosti; (v) smanjenje poreskog opterećenja firmi podstiče investicije i pogoršava tekući račun. Značaj uticaja strukturnih politika potvrđen je i u radu Ivanova (2012) gde se na uzorku od 106 zemalja u periodu 1975-2009. godine sumiraju dobijeni nalazi u smislu da zemlje sa ozbiljnijom regulacijom kreditnih tržišta, višim poslovnim porezima, nižom minimalnom zaradom i izdašnjim beneficijama za nezaposlene imaju više uravnotežen tekući račun u odnosu na ostale zemlje. Takođe, rezultati potvrđuju i da će manje nerazvijene zemlje ukoliko snize minimalnu zaradu i sprovode manje restriktivnu zaštitu zapošljavanja značajno doprineti fleksibilnosti tržišta rada i lakše smanjiti trgovinski deficit.

Prilikom razdvajanja uticaja makroekonomskih determinanti na strukturne i ciklične, jedan deo empirijske literature koristi metode zasnovane na petogodišnjim prosecima podataka, kako bi se utvrdilo da li odabrani faktori imaju uticaj na promene tekućeg računa u kratkom, odnosno, srednjem roku. Na toj osnovi, proučavajući robne tokove u 94 zemlje tokom perioda 1973-2008. godine, empirijski se potvrđuje da na promene tekućeg računa u srednjem roku signifikantan uticaj imaju: fiskalni bilans, demografska struktura populacije, stadijum ekonomske razvijenosti zemlje, razvijenost finansijskog tržišta, pokazatelji institucionalnog kvaliteta i pozicija zemlje u razmeni nafte (da li je zemlja uvoznik ili izvoznik) (Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013). Sa druge strane, promene tekućeg računa u kratkom roku uspešno objašnjavaju faktori ciklične prirode: rast GDP-a, promene cena nafte i realnog deviznog kursa. Sličan zaključak izveden je i na uzorku od 28 zemalja EU u periodu 1972-2014. godine, gde se makroekonomske determinante klasifikuju na strukturne i ciklične u zavisnosti da li je njihov efekat na tekući račun kratkoročan ili ne (Tinti 2016). Sprovedena analiza ukazuje da je promena salda robnih transakcija pretežno određena kretanjem strukturnih determinanti, odnosno da, fiskalni bilans, GDP po glavi stanovnika, odnos zavisnosti populacije prema godinama starosti, neto inostrana aktiva, stepen otvorenosti zemlje, prihodi od izvoza nafte imaju uticaj na tekući račun u dugom roku.

## 1.6 Uticaj makroekonomskih politika na dinamiku tekućeg računa

Poznavanje faktora i mehanizama koju su uticali na povećanje neravnoteže tekućeg računa neophodan je preduslov za efikasnu primenu mera vodećih ekonomskih politika. Prema ekonomskoj teoriji, zemlja može da primeni širok spektar intervencija kako bi redukovala trgovinski deficit. Međutim, način uređenja međunarodnih odnosa često ne ostavlja prevelik prostor nacionalnim vladama jer određene politike nisu dozvoljene ili su prilično ograničene, kao na primer u valutnoj uniji.

*Fiskalna politika:* U uslovima visokih deficita tekućeg računa zemlje često pribegavaju fiskalnoj kontrakciji koja se manifestuje promenom poreza i državnih izdataka. Poznato je da rast poreza, bilo direktnih ili indirektnih, eksplicitno utiče na smanjenje dohotka domaćinstava što se dalje odražava na smanjenje tražnje za domaćim i uvoznim dobrima. Sa druge strane, smanjenje državnih izdataka odražava se kroz pad potrošnje i investicija pri čemu u narednoj instanci dolazi do pada nacionalnog dohotka i uvoza. U isto vreme, pad domaće tražnje reflektuje se na pad domaćih cena koje pozitivno deluju na povećanje izvoza. Takođe, kontrakciona fiskalna politika dovodi i do pada tražnje za novcem pa samim tim i smanjuje domaće u odnosu na međunarodne kamatne stope što uzrokuje odliv kapitala. Potom, povećana tražnja za stranom valutom dovodi do depresijacije nominalnog deviznog kursa i pozitivno utiče na balansiranje deficita robnih transakcija. Premda efekti fiskalne politike mogu imati pozivan uticaj na redukciju trgovinskih neravnoteža, ne treba zanemariti činjenicu da svako smanjenje potrošnje ima uticaja i na opadanje ekonomske aktivnosti. Drugim rečima, zemlja treba da napravi balans između težnje za smanjenjem uvoza i usklađivanjem tekućeg računa sa jedne strane, i potrebe za daljim povećanjem nacionalne stope rasta, sa druge strane.



Izvor: Autorski prikaz.

**Slika 1.1** Uticaj fiskalne politike na tekući račun

*Politika deviznog kursa:* Obaranje vrednosti domaće valute je jedna od opšte poznatih intervencija od strane monetarnih vlasti za redukciju deficita tekućeg računa i povratak domaće konkurentnosti. Međutim, efikasnost primene ove politike zavisi od primenjivanog valutnog aranžamana i prisutne elastičnosti na tržištu. U uslovima primene fiksnog nominalnog deviznog kursa, kao što je slučaj u EMU, do promene realnog deviznog kursa može da dođe promenom jediničnih troškova rada ili cena. Reč je o procesa interne devalvacije kojem su pribegavale manje razvijene evropske zemlje kako bi postigle eksternu konkurentnost i smanjile trgovinsku neravnotežu (Jaumotte i Sodsriwiboon 2010). Važno je naglasiti da uspešnost devalvacije na smanjenje deficita tekućeg računa zavisi i od prisutne elastičnosti na tržištu. Drugim rečima, prema Maršal-Lernerovoj teoremi, devalvacija će poboljšati platni bilans ako je zbir inostrane tražnje za izvozom (elastičnost izvoza) i domaće tražnje za uvozom (elastičnost uvoza) veća od jedinice. Budući da promene izvoza i uvoza direktno utiču na promene ponude i tražnje strane valute, neminovno se nameće zaključak da je stabilnost na deviznom tržištu usko povezana sa ravnotežom u platnom bilansu. Sa druge strane, prilagođavanje tekućeg računa putem promene deviznog kursa ima i određene nedostatke jer prekomeran rast likvidnosti može da dovede do kreditnog buma i ubrza inflaciju. Takođe, fiskalna održivost može da bude dovedena u pitanje ukoliko je veći deo javnog duga denominiran u stranoj valuti, a nije redak slučaj ni pojava distorzije u relativnim

cenama razmenjivih i nerazmenjivih dobara koja dalje implicira neadekvatnu alokaciju resursa između sektora (Cusolito i Nedeljković 2013).

Za razliku od fiskalne i politike deviznog kursa koje su manje ili više usmerene na robne transakcije, uticaj strukturnih politika na eksternu neravnotežu može se posmatrati sa više aspekata. Premda se uglavnom primenjuju kako bi pospešile ekonomski rast, strukturne politike direktno utiču na tekući bilans posredstvom njihovog uticaja na odnos štednje i investicija. Potom, strukturne politike u velikoj meri oblikuju reakcije tekućeg računa na promene u makroekonomskom ambijentu zemlje uključujući i različite eksterne i globalne šokove. Iako ne moraju da imaju dominantnu ulogu u povećanju deficita robnih transakcija, strukturne politike imaju nedvosmislen značaj u domenu oblikovanja političkih opcija za smanjenje trgovinskih distorzija (Ivanova 2012). U isto vreme, imajući u vidu da se zemlje razlikuju sa stanovišta njihovih internih i eksternih performansi, teško da se može odrediti bilo koja kombinacija strukturnih politika koja je primenjiva na globalnom nivou.

Polazeći od delovanja strukturnih politika na dinamiku salda trgovinskog bilansa, pažnja se neminovno okreće na mehanizme posredstvom kojih se ostvaruje uticaj na glavne komponente tekućeg računa. Reforme sistema socijalne zaštite, tržišta rada, finansijskog tržišta i liberalizacija robnih transakcija u velikoj meri određuje karakter odnosa štednje i investicija na nacionalnom i na međunarodnom nivou (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD 2011).

*Reforma finansijskog sektora:* Sa jedne strane, veći stepen otvorenosti nacionalnih tržišta kapitala smanjuje nivo štednje domaćinstva i firmi iz prostog razloga što kapital postaje dostupan pod povoljnijim uslovima, dok se boljom diverzifikacijom portfolija povećava sigurnost uložениh sredstava i smanjuje potreba za čuvanjem novca u preventivne svrhe. Međutim, reforme finansijskog tržišta koje smanjuju transakcione troškove i omogućuju bolje upravljanje rizicima mogu da utiču na povećanje štednje što ima pozitivne implikacije na tekući račun. Sa druge strane, oslobađanje kapitalnih transakcija pored toga što smanjuje kreditna ograničenja i podstiče investicije, ima uticaj i na smanjenje troškova i neizvesnosti ulaganja jer omogućuje jednostavniji pristup informacijama o potencijalnim investicionim mogućnostima i lakši monitoring uložениh sredstava. U zavisnosti od toga koje varijable se koriste kao pokazatelji razvijenosti finansijskog sektora, u literaturi postoje oprečna mišljenja o njihovom

uticaju na tekući račun posredstvom promene odnosa štednje i investicija (Kerdrain, Koske, i Wanner 2010; OECD 2011; Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013). Ipak, jedan deo empirijskih istraživanja je saglasan na poziciji da liberalizacija kretanja kapitala i veća otvorenost finansijskih tržišta povećava deficit trgovinskih transakcija (Kennedy i Sløk 2005; Chinn i Ito 2007; Dorrucchi, Meyer-Cirkel, i Santabárbara 2009).

*Reforma tržišta rada:* Unapređenje regulative koja se odnosi na zaštitu zaposlenih smanjuje štednju domaćinstava za koju se pojedinci obično odlučuju kako bi se na neki način osigurali u slučaju pojave nezaposlenosti. Nasuprot tome, smanjenje zaštite zaposlenih može da poveća štednju usled veće verovatnoće otpuštanja, dok brža fluktuacija radne snage na tržištu rada olakšava nalaženje novog posla i smanjuje dužinu trajanja perioda nezaposlenosti pa pojedinci u tom slučaju imaju manji podsticaj za štednju (OECD 2011). Kada je reč o uticaju na investicije, rast troškova koji se odnose na veću zaštitu zaposlenih može da utiče na smanjenje stranih direktnih investicija i domaće firme mogu da reaguju na način da izvrše supstituciju kapitala i rada (Javorcik i Spatareanu 2005). Dalje, promena zakonskih odredbi vezanih za starosnu granicu odlaska u penziju manifestuje se kroz promene nivoa tekuće štednje u smislu da, ukoliko se radni vek produži pojedinci će imati manji podsticaj za štednju. Ipak, reforme penzionog sistema imaju samo privremen uticaj na nivo štednje, budući da će pojedinci, u uslovima nepromenjenih individualnih preferencija, ušteden iznos potrošiti u narednim godinama života. Proizilazi zaključak da je opisan mehanizam uticaja na dinamiku štednje tokom života vrlo sličan ideji modernih teorija potrošnje, konkretno teoriji životnog ciklusa (Modigliani i Ando 1957).

*Reforma sistema socijalne zaštite:* Mogućnost pojave različitih neželjenih okolnosti kao što su nezaposlenost, bolest ili nesposobnost za rad utiču da pojedinci iz same predostrožnosti obezbede određen nivo štednje i bogatstva. U tom smislu, povećanje izdataka za zdravstvo kroz kvalitetnije medicinske usluge i sveobuhvatniji sistem osiguranja smanjuje podsticaje za preventivnu štednju. Takođe, strukturne reforme mogu da utiču na nivo štednje individualnih domaćinstava putem njihovog uticaja na distribuciju prihoda u toku života. Primera radi, reforma penzionog sistema kojom se smanjuju beneficije koje se primaju u uslovima nezaposlenosti utiče na povećanje štednje radno sposobnog stanovništva. Logika je u tome da pojedinci žele da održe sličan nivo potrošnje tokom života pa nastoje da akumuliraju veći iznos bogatstva

kako bi ublažili efekat smanjenja prihoda usled nižih penzija u budućnosti (Aglietta i dr. 2007). Proizilazi, dakle, da dužina perioda primanja beneficija u slučaju nezaposlenosti utiče na nivo štednje u smislu da ako ukoliko je ovaj period duži, pojedinci imaju manju potrebu za štednjom (OECD 2011).

*Reforma tržišta dobara:* Oslanjajući se na zaključke u radu Alesina i dr. (2005), restrukturiranje tržišta dobara može da ima dvosmeran uticaj na investicije. Najpre, smanjenje trgovinskih barijera doprinosi smanjenju razlika između cena u odnosu na marginalne troškove što utiče na povećanje outputa i akumulaciju kapitala. Potom, regulisanost tržišta dobara utiče na troškove sa kojima se suočavaju firme kada nastoje da poboljšaju proizvodne kapacitete pri čemu je jasno da smanjenje birokratskih i drugih troškova doprinosi manjoj finansijskoj opterećenosti firmi i one se u tom slučaju lakše odlučuju za unapređenje kapitalnih stokova. Takođe, usled ograničenosti zaduživanja, interni i eksterni izvori finansiranja nisu u potpunosti kompatibilni i razlika u očekivanim zarada može da destimuliše investicije. Dodatno, ukoliko se reforma tržišta dobara odvija paralelno sa procesom privatizacije javnih preduzeća, nastupiće period smanjenja investicija. Ukoliko se razmatra uticaj na štednju, strukturne reforme koje doprinose rastu produktivnosti pozitivno utiču na povećanje dohotka i ostavljaju više prostora za štednju. Ipak, promena obrazca štednje pojedinačnih domaćinstava u velikoj meri zavisi od toga da li se promena dohotka odnosi na tekući ili i na budući period, odnosno, da li je u pitanju privremeno ili trajno povećanje dohotka. Reforme koje se odnose na deregulaciju tržišta dobara ili rada ili pak reforme kojima se podstiče efikasnost na finansijskom tržištu pozitivno utiču na nivo dohotka, s tim što je potrebno određeno vreme kako bi efekti preduzetih mera pokazali željene rezultate (Kerdrain, Koske, i Wanner 2010). Dakle, premda se očekuje rast permanentnog dohotka koji će se primati u narednom periodu, nije neuobičajeno da se inicijalno nivo štednje smanji i inicira pogoršanje bilansa tekućih transakcija.



## **1.7 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju makroekonomskih politika na trgovinsku neravnotežu u zemljama Evropske unije**

Kada se govori o neravnotežama tekućeg računa i trgovinskim distorzijama koje su prisutne između evropskih zemalja, pažnja se neminovno okreće na ograničenja jedinstvenog valutnog područja, odnosno Evrozone (Jaumotte i Sodsriwiboon 2010; Zemanek, Belke, i Schnabl 2010; Tressel i Wang 2014). Naime, striktno definisana pravila za vođenje harmonizovane monetarne i devizne politike ograničavaju upotrebu deviznog kursa kao apsorbera šokova i instrumenta za smanjenje deficita robnih transakcija. Sa osnovnim usmerenjem na postizanje cenovne stabilnosti, ECB je lišena funkcije zajmodavca u krajnjoj instanci dok se vođenje ostalih makroekonomskih politika odvija na nacionalnom nivou. Posledica ovakvog uređenja je asimetrična reakcija pojedinačnih zemalja na različite eksterne šokove, dok su nacionalne vlade prinuđene da se zadužuju u valuti koju ne mogu da kontrolišu i ne postoji nikakva garancija od strane centralne banke da će obezbediti neophodnu likvidnost u kriznim vremenima i sprečiti ulazak u dužničku krizu (De Grauwe 2013). Iz tog razloga, brojna empirijska istraživanja nastoje da procene značaj fiskalnog aspekta na tekuću situaciju u Evrozoni.

U tom kontekstu, Pietro Alessandrini i dr. (2014) su saglasni da je fiskalna nedisciplina u zemljama južne Evrope značajno doprinela povećanju krhkosti celokupne zone evra, ali i da su važnu ulogu imale i razlike u eksternoj konkurentnosti i neravnotežama tekućeg računa. Takođe, naglašava se značaj tržišne likvidnosti finansijskog sektora posebno u kriznim vremenim, pri čemu fiskalna kriza u jednom momentu prerasta u krizu bilansa plaćanja koja je u osnovi uzrokovana razlikama u produktivnosti radne snage između zemalja severa i juga Evrope. Značaj prekomerne zaduženosti na povećanje eksternih neravnoteža u Evrozoni potvrđena je i u radu Baldwin i dr. (2015) gde se ističe da se najveći deo kapitalnih tokova odvijao na relaciji zemalja jezgra (Nemačka, Francuska, Holandija, Austrija) i periferije (Grčka, Portugal, Španija, Irska) Evrope. Sa druge strane, ogroman deo kapitalnih priliva u manje razvijenim zemljama se uglavnom ulagao na tržištu nekretnina i za finansiranje javne potrošnje što ukazuje da kapital nije utrošen u svrhu obezbeđivanja sredstava za uredno izmirivanje finansijskih obaveza. Očekivano, rast domaće potrošnje, koji je zapravo

finansiran dodatnim zaduživanjem, indukovao je povećanje zarada i troškova što se neminovno odrazilo na gubitak izvozne konkurentnosti i povećanje deficita tekućeg računa.

Eskaliranjem ekonomske, a potom i dužničke krize u Evrozoni, postojali su periodi naglih prekida inostranog finansiranja zemalja periferije budući da su investitori bili svesni rizika pozajmljivanja nacionalnim bankama i vladama u deficitnim zemljama, što je neminovno dovelo u pitanje njihovu održivost. Dodatno, niske stope privrednog rasta otežale su oporavak pojedinačnih ekonomija i državne vlasti su u jednom momentu bile prinuđene da preuzmu dugove sopstvenih banaka što se odrazilo na neodrživo visoke nivoe javne zaduženosti. Za razliku od prethodnog zaključka (Alessandrini i dr. 2014), proizilazi da se ovde potencira da se kriza bilansa plaćanja preobrazila u krizu javnog duga (Baldwin i dr. 2015).

Polazeći od uređenja EMU, evidentno je da predviđeno funkcionisanje valutnog područja nije podržano adekvatnom institucionalnom integracijom pri čemu centralne banke nemaju mogućnost da budu poslednje utočište nacionalnim vladama i bankama kako bi se obezbedila neophodna kredibilnost i solventnost zemlje (Dodig i Herr 2015). Izostanak pomenute nadležnosti centralnih banaka posebno je problematično za deficitne zemlje, koje se uglavnom oslanjaju na eksterne izvore finansiranja, što ih čini dodatno osetljivijim na iznenadne prekide dotoka kapitala. Ipak, smatra se da pokretanje inicijative TARGET 2 čini napredak na ovom području jer je evropskom sistemu centralnih banaka dozvoljeno da učestvuju u refinansiranju finansijskog sistema u kriznim zemljama i na taj način pomognu u servisiranju dospelih obaveza i prevazilaženju problema deficita robnih tokova i velikih odliva kapitala.

Proučavajući trgovinske neravnoteže u evropskim zemljama, grupa autora naglašava ulogu domaće tražnje u smislu da su gubitak konkurentnosti i deficit tekućeg računa nastupili kao posledica prevelike tražnje (Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013; Wyplosz 2013b). Sličan zaključak izveden je i u radu Mendoza i Terrones (2012), gde je pokazano da su periodi rapidnog povećanja kredita privatnom sektoru usko korelisani sa fazama ekonomske ekspanzije koja je praćena povećanjem cena akcija i nekretnina, realnom apresijacijom deviznog kursa i disperzijom eksterne neravnoteže. Takođe, pomenuta veza između rasta kredita i neravnoteže tekućeg računa apostrofira ulogu takozvanog finansijskog ciklusa (Borio 2012; Drehmann, Borio, i Tsatsaronis 2012). Za

finansijski ciklus je karakterističan rast kredita i cena nekretnina i isti traje duže i ima izraženije amplitude u odnosu na poslovni ciklus. Prethodno je naročito uočljivo nakon finansijske liberalizacije pri čemu se faza vrhunca finansijskog ciklusa obično vezuje za period izbijanja finansijske krize. Takođe, kontrakciona faza finansijskog ciklusa može da traje i duže od pet godina, za razliku od poslovnog ciklusa gde uglavnom iščezava u proseku od godinu dana. U tom kontekstu, potvrđeno je da rast domaće tražnje koji je povezan sa finansijskim ciklusom, premda se razlikuje između zemalja, ima dominantniji uticaj na povećanje uvoza i rast deficita robnih tokova u odnosu na faktor cenovne konkurentnosti Comunale i Hessel (2014). Prethodni nalazi upućuju na nekoliko zaključaka: (i) promenom finansijskog ciklusa domaći agenti će povećati štednju i pokušati da smanje nivo zaduženosti što će uticati na redukciju eksterne neravnoteže bez prethodne promene relativnih cena; (ii) dužina trajanja finansijskog ciklusa određuje i vreme koje je potrebno za rebalansiranje tekućeg računa; (iii) u procesu uravnotežavanja tekućeg računa praćenje cenovne konkurentnosti je potrebno, ali ne i dovoljno, s obzirom da uloga finansijskog ciklusa skupa sa kreditnom ekspanzijom i rastom cena nekretnina sve više dobija na značaju (Comunale i Hessel 2014). Proizilazi da je odgovorno vođenje ekonomskih politika uz naglasak na potrebu za strukturnim reformama i poboljšanju izvoznih performansi od krucijalne važnosti za postizanje preko potrebne eksterne ravnoteže.

Dakle, ne mali broj istraživanja je saglasan na stavu da se izgledi za nastanak krize značajno povećavaju u uslovima ekstremnog rasta domaćih kredita (Borio i Lowe 2002; Mendoza i Terrones 2008; Jorda, Schularick, i Taylor 2011; Gourinchas i Obstfeld 2012). Ideja je u tome da je liberalizacija tržišta kapitala stvorila uslove za pozajmljivanje novčanih sredstava po nižim kamatnim stopama bez prevelikih pritisaka na promenu deviznog kursa i inflaciju, pa se prirodno uspostavlja veza između deficita tekućeg računa, rasta domaćih kredita i pojave finansijske krize. U isto vreme, potvrđeno je i da kapitalni prilivi prethode pojavi kreditnog buma i ubrzavaju nastanak krize s tim što se prilivi privatnog kapitala i deficit tekućeg računa ne moraju nužno poklopiti, budući da i suficitne zemlje u uslovima akumulacije dovoljnog nivoa deviznih rezervi mogu da ostvare priliv kapitala (Obstfeld 2013).

Naredno gledište trgovinskih neravnoteža naglašava problem silazne rigidnosti zarada, odnosno, nedovoljno prilagođavanje zarada tokom recesije, posebno u

južноеvropskim zemljama (Matthes i Iara 2016). Prethodno se objašnjava činjenicom da visok nivo dugoročne nezaposlenosti smanjuje elastičnost zarada tokom recesije, ili, da institucionalna uređenost Evrozone indukuje problem silazne rigidnosti zarada (Anderton i Bonthuis 2015). Baveći se ovom problematikom, na uzorku od osam zemalja valutne unije potvrđena je statistički značajna elastičnost realnih zarada u odnosu na promenu nezaposlenosti uz ograđivanje da je poređenje uspešnosti prilagođavanja zarada problematično, jer se struktura radne snage snage razlikuje između zemalja (Verdugo 2016).

Takođe, neosporno je da se izvozna konkurentnost u pojedinim evropskim ekonomijama dodatno pogoršala usled povećanja jediničnih troškova rada koje je nastupilo kao posledica višeg nivoa prosečne zarade u odnosu na rast produktivnosti. Iz tog razloga, u sklopu mehanizama za redukciju robnih deficita, najugroženije evropske zemlje su posegnule za strukturnim reformama na tržištu dobara i radne snage. Kada je u pitanju primena interne devalvacije, iako je inicijalno postojala nada da će doprineti uravnotežavanju tekućeg računa, ispostavilo se da je ova mera zajedno sa fiskalnom štednjom smanjila privatnu potrošnju, povećala već visoke nivoe nezaposlenosti u deficitnim zemljama i indukovala deflacione trendove u monetarnoj uniji (Picek i Schröder 2017).

Iz dosadašnje analize, čini se da je simetrično prilagođavanje u Evropskoj uniji mnogo poželjnija varijanta, koja bi donekle sprečila da jedne zemlje konstantno profitiraju na račun drugih. U tom okviru, postoji ubeđenje da je bolja koordinacija plata neophodna kako bi pojedine zemlje povećale konkurentnost nacionalnih ekonomija. Misli se pre svega na povećanje zarada u suficitnim zemljama, kao i usaglašeniju konsolidaciju javnih finansija bez smanjenja zarada u zemljama koje su najviše pogođene ekonomskom krizom (Dodig i Herr 2015). Premda su periferne zemlje Evrope nakon 2013. godine uspele u nameri da umanje spoljotrgovinsku neravnotežu, ostaje utisak da su najveći doprinos na tom području imali stabilizacija domaće tražnje i kontrakcija privrednog rasta, promena relativnih troškova i cena i pad cena nafte (European Central Bank, ECB 2015). Sličan stav pomovisan je i u radu Esposito i Messori (2016) gde je pokazano da značajan pad deficita tekućeg računa u perifernim zemljama nije posledica povećanja produktivnosti i poboljšanja izvoznih kapaciteta ovih ekonomija već smanjenja bruto domaćeg proizvoda i pada prosečnih realnih

zarada. U isto vreme, uporedo sa smanjenjem deficita u pojedinim zemljama, održale su se trgovinske nejednakosti, odnosno, divergentni trendovi u kretanju tekućeg računa na relaciji zemalja jezgra i periferije Evrope.

### **1.8 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju makroekonomskih determinanti na trgovinsku neravnotežu u zemljama Evropske unije**

Baveći se tematikom eksterne neravnoteže, značaj deo empirijske literature nastoji da odgovori na pitanje koji faktori su dominantno doprineli povećanju trgovinskog deficita u evropskim zemljama. U okviru razmatranja kategorije robnih tokova, važno je naglasiti da deficit tekućeg računa ne mora nužno da bude i pravi izvor problema sa kojima se suočila nacionalna ekonomija. Iskustva evropskih zemalja ukazuju da je povećanje deficita tekućih transakcija nakon 1999. godine nastupilo kao posledica neodrživih trendova u pojedinim zemljama, kao na primer visokog budžetskog deficita u Grčkoj, neravnoteže na tržištu nekretnina u Španiji i Irskoj, prekomerne zaduženosti privatnog sektora u Portugalu (Obstfeld 2013).

Polazeći od makroekonomski determinanti koje utiču na obrazac trgovinskih odnosa na uzorku od 18 industrijskih i 71 zemlje u razvoju izvodi se zaključak da su fiskalni bilans i inicijalna neto inostrana pozicija pozitivno korelisani sa tekućim računom u srednjem roku (Chinn i Prasad 2003). Za zemlje u razvoju potvrđena je i kauzalna veza između pokazatelja finansijske otvorenosti i tekućeg računa, dok promene u stepenu otvorenosti prema međunarodnoj trgovini slabo objašnjavaju rastući deficit tekućih računa.

Proučavajući tekući račun za 12 zemalja Evrozone u periodu 2001-2006. godine, Ca'Zorzi i Rubaszek (2008) zasnivaju analizu na intertemporalnom modelu tekućeg računa i naglašavaju dva ključna aspekta procesa ekonomske konvergencije: izravnjanje potrošnje i akumulaciju kapitala. Empirijski rezultati ukazuju da se promene na tekućem računom mogu objasniti na osnovu promena nivoa produktivnosti, stoka kapitala i neto inostrane aktive kao i da izravnjanje potrošnje uspešno određuje kretanje tekućeg računa na srednji rok.

Bazirajući se na trgovinske neravnoteže unutar monetarne unije u 18 evropskih zemalja, izvodi se afirmativan stav o povećanju trgovinskih neravnoteža nakon prihvatanja jedinstvene valute (Berger i Nitsch 2010). Rezultati istraživanja sugerisu i da zemlje sa višim fiskalnim deficitom i rigidnijim tržištima radne snage i dobara imaju više narušene tekuće račune. Pozitivan uticaj uvođenja evra na povećanje neujednačenosti u kretanju tekućeg računa potvrđen je i prilikom ispitivanja trgovinskih odnosa u 11 zemalja Evrozone u periodu 1982-2008 (Belke i Dreger 2011). Dodatno, empirijski je dokazano da su zemlje sa nižim nivoom dohotka imale problem deficita, dok je analiza kanala konkurentnosti potvrdila očekivani uticaj, da apresijacija realnog deviznog kursa dovodi do pogoršanja eksterne pozicije zemlje.

Testirajući dinamiku robnih odnosa na osnovu ispitivanja kointegrisanosti izvoza i uvoza na uzorku od 11 OECD zemalja, dokazuje se održivost tekućeg računa u šest zemalja (Holmes 2006). Interesantna je i činjenica da je održivost tekućeg računa utvrđena kod zemalja koje nisu članice Evrozone, čime se potvrđuje da je uvođenje evra imalo uticaja na povećanje neravnoteža tekućeg bilansa.

Polazeći od faktora koji određuju proces eksternog prilagođavanja, na uzorku od 65 zemalja u periodu od 1995-2010. godine empirijski se potkrepljuje činjenica da je u deficitnim zemljama smanjenje outputa i tražnje imalo dominantnu ulogu u uravnotežavanju tekućeg računa i da su promene realnog efektivnog deviznog kursa imale više destabilizujući efekat u uslovima primene središnjih valutnih pariteta (Lane i Milesi-Ferretti 2011). Naglašeno je da su očekivanja u vezi sa potencijalnim proizvodom u periodu pre izbijanja krize za pojedine deficitne zemlje bila precenjena i da bi se jedan deo deficita, čije smanjenje je izvodljivo korekcijom outputa i tražnje, mogao tretirati kao privremen. U isto vreme, ne isključuje se mogućnost da, ukoliko se zemlje sa prevelikim finansijskim obavezama suoče sa problemom dostupnosti eksternih izvora finansiranja, output može da ostane ispod svog potencijalnog nivoa na duži period vremena.

Testirajući validnost teorije konvergencije u zemljama EU u periodu 1995-2007. godine pokazano je da pored nivoa dohotka, i očekivanja u vezi sa budućim stopama rasta u velikoj meri određuju kapitalne tokove između zemalja (Lane i Pels 2012). S obzirom da su siromašnije zemlje sa nižim nivoom dohotka i perspektivnim očekivanjima u vezi sa budućim stopama rasta uglavnom beležile prilive kapitala, ističe

se da je važno da se utvrdi da li su vodeće ekonomske politike zakazale u obuzdavanju preteranog zaduživanja bankarskog sektora i time doprinele povećanju zavisnosti od eksternih izvora finansiranja.

Analizirajući dugoročne determinante tekućeg računa u 21 OECD zemlje u periodu 1974-2009, zaključuje se da postoji dugoročna veza između tekućeg računa i fiskalnog bilansa, realnog efektivnog deviznog kursa, GDP-a po glavi stanovnika, privatnog kredita u odnosu na GDP i naftnog bilansa (Gossé i Serranito 2014). Utvrđeno je da fiskalni bilans i razvoj finansijskog tržišta imaju dominantni uticaj na promene računa tekućih transakcija u kratkom roku, dok promena konkurentnosti, cene nafte i razlike u stepenu produktivnosti u velikoj meri određuju kratkoročnu dinamiku odnosa između izvoza i uvoza. Takođe, potvrđeno je da je brzina konvergencije eksternih neravnoteža znatno brža u zemljama sa deficitom u odnosu na zemlje sa suficitom, čime se ponovo postavlja pitanje opcija koje su na raspolaganju zemljama sa suficitom u procesu korekcije njihovih platnobilansnih neravnoteža.

Za razliku od ranijih istraživanja koja su ukazivala na negativan efekat radničkih doznaka na realni devizni kurs i smanjenje eksterne konkurentnosti, rezultati istraživanja koje su sprovedi Hassan i Holmes (2016) sugerišu da prisustvo doznaka povećava verovatnoću kointegriranosti između izvoza i uvoza, čime se, u određenoj meri, doprinosi održivosti tekućeg računa. Isto tako, primenom modela kvantilne regresije, zaključuje se i da povećanje doznaka radnika pozitivno utiče na brzinu prilagođavanja tekućeg računa.

Rezultati istraživanja u radu Ciocyte i Rojas-Romagosa (2015) upućuju na značajnost stepena trgovinske otvorenosti u pogledu reakcije tekućeg računa nakon promena odabranih determinanti. Primenom panel kointegracione tehnike, potvrđeno je da više otvorene zemlje imaju veću sposobnost da apsorbuju eksterne šokove, kojima su generalno više izložene zemlje sa nižim nivoima trgovinske otvorenosti.

Ispitujući izvore deficita tekućih računa na uzorku od 106 zemalja, empirijski nalazi ukazuju da su cene dobara, rast realnog GDP-a i stepen trgovinske otvorenosti pozitivno korelisani sa tekućim računom u zemljama sa tržištem u nastajanju, što nije slučaj za razvijene zemlje (Das 2016). Nasuprot tome, kod razvijenih zemalja neto inostrana aktiva, trgovinska otvorenost i stabilnost deviznog kursa su u pozitivnoj korelaciji sa bilansom tekućeg računa, što se ne može potvrditi za zemlje sa tržištem u

nastajanju. Generalni zaključak je da različite determinante na različit način utiču na tekući račun u skladu sa razvojnim karakteristikama pojedinačnih zemalja.

Celishodno je istaći i rastuću primenu testova koji potvrđuju prisustvo nelinearnosti i asimetrije u dinamici prilagođavanja tekućeg računa ravnotežnom nivou (Arghyrou i Chortareas 2008; Chen 2011; Clower i Ito 2012; Gossé i Serranito 2014). Primenom Markovljevog modela prebacivanja (engl. *Markov Switching Model*) na uzorku od 70 zemalja, odbačena je hipoteza o postajanju jediničnog korena u većem broju zemalja i ukazano je na značajne razlike među zemljama u pogledu dužine trajanja stacionarnih i nestacionarnih režima (Clower i Ito 2012).

Takođe, ispitujući karakteristike različitih stepena perzistentnosti tekućeg računa, empirijskim nalazima je dokazano da režim deviznog kursa nema značajan uticaj na nivo perzistentnosti, dok se za zemlje sa višim nivoima trgovinske i finansijske otvorenosti vezuje niži stepen perzistentnosti. Sa druge strane, upotrebom panel modela uglačane tranzicije na uzorku od 22 zemlje (11 zemalja koje su članice Evrozoni i 11 koje nisu), pokazano je da devijacije deviznog kursa od njegovog ravnotežnog nivoa imaju značajan uticaj na perzistentnost neravnoteža tekućeg računa, odnosno naglašena je ograničenost upotrebe deviznog kursa u smanjenju deficita tekućeg računa u zemljama Evrozoni (Gnimassoun i Mignon 2013). Naime, izveden je zaključak da se i veoma mala precenjenost deviznog kursa u Evrozoni negativno odražava na neravnotežu tekućeg računa, dok se u slučaju zemalja koje nisu članice Eurozone tekući račun pogoršava posle precenjenosti koja je veća od 14%.

S obzirom na činjenicu da divergencije u domaćoj tražnji nisu bile predmet posebnog razmatranja u kontekstu trgovinskih neravnoteža, a oslanjajući se na značajne i dugotrajne razlike u promenama domaće apsorpcije u zemljama Evrope, novija istraživanja su potvrdila da su šokovi na strani tražnje relevantniji faktor u odnosu na gubitak cenovne konkurentnosti u objašnjavanju deficita tekućih računa u pojedinim evropskim ekonomijama (Wyplosz 2013b; Diaz Sanchez i Varoudakis 2013; Comunale i Hessel 2014). Značaj promena domaće tražnje u objašnjavanju kretanja tekućeg računa istaknuta je i u radu Mirdala (2015). Prvo, analizirajući efekte neočekivanih fluktuacija realnog deviznog kursa i promena nacionalne apsorpcije na prilagođavanje tekućih računa zemalja članica Evrozoni u periodu 2000:01-2014:12, rezultati sugerišu da su zemlje periferije više izložene oscilacijama deviznog kursa (bez obzira da li je realni



devizni kurs zasnovan na indeksu potrošačkih cena ili jediničnim troškovima rada) u odnosu na zemlje jezgra. Drugo, tekući računi perifernih zemalja su osetljiviji i na šokove na strani tražnje i u pogledu intenziteta i dužine trajanja posledica ovih šokova. Osim toga, dok je uticaj šokova realnog deviznog kursa uglavnom izražen šest meseci nakon njegovog nastanka, povećana osetljivost na promene tražnje tokom dužeg vremenskog perioda dodatno otežava prilagođavanje tekućeg računa.

U literaturi postoje oprečna mišljenja u vezi sa stavom da li je visoki deficit tekućeg računa prethodio kulminiranju krize. Prilikom ispitivanja pomenute kauzalnosti važno je odrediti i prirodu same krize. Frankel i Rose (1996) su pojavu valutne krize definisali depresijacijom nominalnog deviznog kursa od 25 odsto uz uslov da je rast stope depresijacije 10 odsto u odnosu na prethodnu godinu. Na osnovu sprovedenog istraživanja izveden je zaključak da deficit tekućeg računa nije dominantno uticao na poremećaje valuta u zemljama sa tržištem u nastajanju. Sa druge strane, Edwards (2001) ukazuje da efekat deficita tekućeg računa na krizu zavisi od samog definisanja krize i od regiona koji se posmatra. Ukoliko se pođe od određenja valutne krize koji su ponudili Frankel i Rose (1996) empirijski nalazi ne pronalaze korelisanost deficita tekućeg računa i nastale krize. U isto vreme, Edwards (2001) obrazuje i nešto širu definiciju koja ne precizira stopu depresijacije i njen dalji rast ali naglašava da je došlo do velikog rasta deviznog kursa ili značajnog gubitka rezervi. U tom slučaju rezultati potvrđuju da je deficit tekućeg računa usko povezan sa pojavom valutne krize.

Slično, i novija istraživanja koja su dominantno usmerena na analizu faktora kojima se može objasniti nedavna finansijska kriza takođe imaju podeljena mišljenja kada je u pitanju uloga tekućeg računa. Premda je izveden stav da promene tekućeg računa imaju značaj u predviđanju pojave same krize, ističe se da je intenzitet uticaja ipak manji u odnosu na onaj koji se pokazalo da imaju međunarodne rezerve i realni devizni kurs (Frankel i Saravelos 2010). Sa druge strane, iako je potvrđena činjenica da je finansijska kriza imala uticaj na saldo trgovinskih tokova u ekonomijama sa tržištem u nastajanju i razvijenim ekonomijama, dobijeni empirijski rezultati ne nalaze da nivo deficita tekućeg računa pruža informaciju o verovatnoći nastanka krize (Gourinchas i Obstfeld 2012). Nasuprot tome, Catão i Milesi-Ferretti (2014) utvrđuju da je viši deficit tekućeg računa i veći iznos neto inostranih obaveza pozitivno korelisan sa pojavom dužničke krize.

## 2. TEKUĆI RAČUNI U ZEMLJAMA EVROPE

### 2.1 Divergentni trendovi tekućih računa u zemljama Evropske unije

Pored nedvosmislenog uticaja koncepta zajedničkog tržišta na integrisanost zemalja članica Evropske unije, jedan od glavih razloga uvođenja jedinstvene valute je dalja povezanost finansijskih tržišta i kapitalnih transakcija. Fiksiranje deviznih kurseva olakšalo je investitorima iznalaženje novih poslovnih mogućnosti i istovremeno generisalo okruženje koje je pogodno za ulaganja uz održiv rast pri niskoj inflaciji i niskoj kamatnoj stopi. Neosporno je da je smanjivanje transakcionih troškova i ukidanje carina doprinelo intenzivnijoj povezanosti zemalja sa finansijskog aspekta što je uticalo na povećanje tokova kapitala između zemalja jedinstvenog valutnog područja. U vreme osnivanja Evropske monetarne unije (eng. *European Monetary Union*, EMU), bilans štednje i investicija nije bio ograničen na nacionalni nivo, a neravnoteža tekućih računa zemalja članica nije bila vodeća zainteresovanost valutne unije. Vlasnici kapitala su ulagali novac u profitabilna investiciona područja i usmeravali ih na održive dužnike u tom vremenu, pa su zemlje periferije (Grčka, Irska, Portugal, Španija, Italija) beležile značajne prilive kapitala od strane zemalja koje su isti posedovale, tzv. zemlje jezgra (Nemačka, Francuska, Austrija, Holandija, Luksemburg). Drugim rečima, u skladu sa teorijom konvergencije, zemlje koje su imale obilje kapitala ulagale su novac u manje razvijene zemlje sa visokom stopom prinosa na investicije (Mansori 2011). Ovakvo usmerenje kapitala rezultiralo je ekonomskim progresom, naglom rastu zarada i cena u perifernim u odnosu na zemlje jezgra. U isto vreme, usled viših zarada i neodrživog rasta domaće potrošnje koja je dodatno podstaknuta jeftinim kapitalom, došlo je do slabljenja proizvodnog sektora i gubitka eksterne konkurentnosti u zemljama periferije (Lin i Treichel 2012).

Uprkos činjenici da je tekući račun Evrozone dugo godina bio na približno ravnotežnom nivou, izvesno je da su nakon uvođenja jedinstvene valute brojne unutrašnje divergencije između zemalja članica postale sve izraženije. Prirodno se nameće pitanje da li su spoljnotrgovinske neravnoteže posledica delovanja ekonomskih faktora ili potencijalne neodrživosti jedinstvene valute.

Dakle, nema sumnje da su okolnosti koje su nastupile nakon formiranja valutne unije nedvosmisleno uticale na povećanje deficita robnih tokova u pojedinim članicama uz dalje produblјivanje trgovinskih disperzija između zemalja.

Stoga se pažnja neminovno usmerava na sagledavanje uzroka trgovinskih neravnoteža kako bi se ustanovilo zašto je prilagođavanje u nekim zemljama bilo toliko bolno, odnosno, da se utvrdi da li je smanjenje deficita tekućeg računa zaista posledica restrukturiranja vodećeg koncepta ekonomskog razvoja zemlje ili jednostavno posledica smanjenja tražnje. Pored činjenice da povećanje domaće apsorpcije može da objasni značajan deo uvećanog deficita, celishodno je napomenuti i da promene u kretanju transfera i neto dohotka zemlje takođe utiču na trgovinske tokove. Naime, u uslovima kada transferi opadaju, domaćinstva i firme pozajmljuju sredstva kako bi zadržala isti nivo potrošnje što svakako negativno utiče na produblјivanje deficita i kasnije otežava njegovo smanjenje.

Imajući u vidu činjenicu da fluktuacije realnog deviznog kursa u valutnoj uniji odražavaju promene cena i jediničnih troškova rada, evolucija deficita računa robnih transakcija u pojedinim evropskim zemljama može se pratiti i sa aspekta promene konkurentnosti. Na toj osnovi, u deficitnim zemljama eksterne performanse privrede opadaju usled višeg rasta domaćih u odnosu na inostrane cene što dalje implicira apresijaciju realnog deviznog kursa sa poznatim reperkusijama na promene odnosa izvoza i uvoza. Ipak, nezavisno od izvora nastanka deficita, zemlje zahtevaju značajno eksterno prilagođavanje jer je permanentno visok nivo trgovinske neravnoteže neodrživ u jednom delu evropskih zemalja.

Važno je istaći i da je u ranoj fazi procesa prilagođavanja smanjenje uvoza imalo dominantniji efekat na trgovinski bilans. Međutim, uticaj izvoza je vremenom sve više dobijao na značaju, premda su output i nivo zaposlenosti ostali na niskom nivou u mnogim zemljama. Očekivano, postavlja se dilema kako napraviti najbolju kombinaciju makroekonomskih politika u datim okolnostima, kako bi se na što efikasniji način podržao ekonomski napredak i pružila podrška daljem procesu prilagođavanja. Premda fiskalni deficit nije bio neposredan uzrok izbijanja krize, njegovo smanjenje je bilo nužno u mnogim zemljama, i dodatno je otežalo proces poboljšanja tekućeg računa. Dodatno, niska stopa inflacije u zemljama Evrozone stvarala je poteškoće pri cenovnom

prilagođavanju, budući da su deficitne zemlje morale dodatno da smanjuju cene dobara kako bi poboljšale cenovnu konkurentnost (Kang i Shambaugh 2016).

Premda prezentovani argumenti dovoljno informišu i upozoravaju na okolnosti koje su doprinele povećanju trgovinskih distorzija, ostaje utisak da je i sam način institucionalnog uređanja monetarne unije uticao na povećanje neravnoteža tekućih računa zemalja članica. Implementacija harmonizovane monetarne politike može značajno da pogorša situaciju na nacionalnom nivou, budući da razlike u pogledu ekonomske razvijenosti podrazumevaju da primena jedinstvene kamatne stope ne pogoduje svim zemljama. Drugim rečima, propisana kamatna stopa može da bude suviše niska i time dodatno pregreje ekonomije koje su u usponu i koje ostvaruju brz rast privrede, dok u isto vreme može da bude suviše visoka za zemlje koje se suočavaju sa recesionim tokovima (Uxó, Paúl, i Febrero 2011; De Grauwe 2013). Činjenica je, dakle, da su niska kamatna stopa i nedovoljno regulisana finansijska tržišta podstakli ekonomski bum u zemljama južne Evrope koji je uticao na neodrživi uspon na tržištu nekretnina i rast domaće tražnje što se, u krajnjoj liniji, odrazilo na povećanje cena i zarada. Proizilazi da su generisane više stope rasta i gubitak cenovne konkurentnosti povećali trgovinsku neravnotežu na osnovu višeg uvoza, a samim tim i uticali na rast deficita računa robnih tokova u ovim zemljama. U isto vreme, pojedine zemlje (prvenstveno Nemačka) su praktikovale sporiji rast jediničnih troškova rada u odnosu na prosek Evrozone, što ih je učinilo superiornijom u pogledu eksternih performansi i olakšalo stvaranje suficita tekućeg računa (Dodig i Herr 2015).

Polazeći od pravila platnobilansne ravnoteže, neposredan uticaj na povećanje neravnoteža računa tekućih transakcija imali su i korespondirajući kapitalni tokovi. Suficitne zemlje su pokrivale deficit tekućeg računa u perifernim zemljama posredstvom integrisanog novčanog tržišta putem direktnih kredita sektoru privrede ili kupovinom državnih obveznica. Jasno je da su deficitne zemlje akumulirale značajne finansijske obaveze koje nisu bile u stanju da ispunjavaju, dok su paralelno postajale sve više zavisne od eksternih izvora finansiranja i postale previše osetljive na iznenadne prekide u kapitalnim tokovima.

Panika na finansijskom tržištu, kolaps bankarskog sistema i eskaliranje globalne ekonomske i finansijske krize uticalo je na povećanje budžetskog deficita u najugroženijim evropskim ekonomijama. Početkom 2010. godine u svim zemljama

južne Evrope i u Irskoj, kamatna stopa na javne dugove se povećala, dok je dužnička kriza prevashodno kulminirala u Grčkoj, da bi se potom proširila i na ostale zemlje.

## **2.2 Dužnička kriza u Evrozoni i eksterna neravnoteža**

Uprkos činjenici da globalne neravnoteže predstavljaju veliki izazov za kreatore ekonomskih politika, održivost deficita tekućeg računa posebno je problematična u dugom roku, imajući u vidu njegov uticaj na realnu sferu ekonomije. Dužnička kriza u Evrozoni koja je nastala početkom 2010. godine dodatno je ukazala na ozbiljne divergentne trendove u pogledu eksterne neravnoteže između zemalja Evrozone koje datiraju još od vremena uvođenja jedinstvene valute. Neosporno je da sam način uređenja valutne unije pretpostavlja postojanje asimetričnih trgovinskih tokova jer podrazumeva ujedinjenje ekonomski heterogenih zemalja koje koriste zajedničku valutu i primenjuju centralizovanu monetarnu politiku. Međutim, ostatak makroekonomskih politika, pre svega fiskalna politika, je ostao u domenu nacionalnih vlada, pa se pre može reći da se nepovoljni trendovi sa nivoa pojedinačnih zemalja prenose na nivo Evrozone, nego što se može smatrati da se tendencije u Evrozoni kao celini automatski prelivaju na zemlje članice (De Grauwe 2013). Dakle, ne mali broj autora je saglasan na stavu da su se razlike u pogledu eksterne konkurentnosti još više povećale nakon osnivanja EMU, odnosno, da se jaz između bogatijih i siromašnijih zemalja Evrope sve više povećavao tokom poslednje decenije (Berger i Nitsch 2010; Brancaccio 2012; Bonatti i Fracasso 2013; Gosse i Serranito 2014).

Na toj osnovi, povećanje trgovinskog deficita u perifernim evropskim zemljama može se tumačiti na različite načine. Prvo, u skladu sa teorijom konvergencije, zemlje sa nižim nivoom dohotka nastoje da povećaju nivo razvijenosti kako bi mogle ekonomski da pariraju razvijenijim zemljama. Polazeći od optimističnih očekivanja u vezi sa budućim stopama rasta i povećanjem permanentnog dohotka, ove zemlje privlače strani kapital i razume se da uvećan iznos investicija prevazilazi štednju i generiše eksternu neravnotežu (Blanchard i Giavazzi 2002; Belke i Dreger 2011). Drugo, teško da se može zanemariti činjenica da se zemlje razlikuju u pogledu ključnih makroekonomskih i strukturnih faktora koji u velikoj meri određuju pojedinačne nacionalne performanse

(Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Jaumotte i Sodsriwiboon 2010). Treće, prekomeran rast tražnje u deficitnim zemljama indukovao je rast cena i troškova rada što se manifestovalo na gubitak ekterne konkurentnosti (Chen, Milesi-Ferretti, i Tressel 2013). Konačno, pucanje mehura na tržištu nekretnina i ekspanzija kredita uzrokovana niskim kamatnim stopama, skupa sa uvećanim moralnim hazardom koji je vladao u finansijskom sistemu u velikoj meri su uticali na permanentan rast neravnoteže tekućeg bilansa (Campa i Gavillan 2011).

Izvesno je da okolnosti koje su nastupile nakon osnivanja EMU nisu ispunile očekivanja. Izostavljanjem nominalnog deviznog kursa kao instrumenta prilagođavanja, procenjivalo se da će manje razvijene zemlje brže usaglasiti nivoe cena i zarada sa bogatijim zemljama kako bi sprečile gubitak konkurentnosti i zaposlenosti u sektoru razmenjivih dobara. Dalje, smatralo se da će poštovanje fiskalnih pravila određenih Paktom o stabilnosti i rastu i veća finansijska liberalizacija doprineti usmerenju kapitalnih tokova ka profitabilnim investicijama u manje razvijenim evropskim zemljama (Bonatti i Fracasso 2013). Nasuprot tome, realne divergencije su došle do izražaja i povećale spoljnotrgovinske nejednakosti između zemalja. Eliminisanje valutnog rizika i smanjenje transakcionih troškova pri finansijskim transakcijama, skupa sa očekivanjima ubrzanog procesa konvergencije između zemalja, značajno su doprineli smanjenju razlike u visini kamatne stope između zemalja jezgra i periferije Evrope. Dakle, olakšana dostupnost jeftinih i obilnih eksternih izvora finansiranja omogućila je perifernim zemljama da se prilično neodgovorno ponašaju i da odlože strukturne reforme koje su neophodne kako bi se nivo produktivnosti i konkurentnosti privrede približio onom nivou koji egzistira u razvijenijim ekonomijama zajednice (Fernandez-Villaverde, Garicano, i Santos 2013). Proizilazi da su zemlje na nižem stadijumu ekonomskog razvoja ostvarivale prilive kapitala što se odrazilo na povećanje investicija u onoj meri u kojoj je granični proizvod kapitala viši u odnosu na razvijenije zemlje (Schmitz i Von Hagen 2011). Očekivano, štednja se smanjivala usled anticipiranih viših stopa rasta i kao posledica smanjenja kreditnih ograničenja nakon finansijske liberalizacije. Takođe, deficitne zemlje su usled nekonzistentnog rasta cena i zarada u odnosu na povećanje produktivnosti konstantno gubile konkurentnost dok je realna apresijacija deviznog kursa dodatno umanjila izvozne aktivnosti (Chen, Milesi-Ferretti, i Tressel 2013).

U isto vreme, zemlje periferije su bile prilično tolerantne prema ograničenju koje nameću kriterijumi konvergencije u pogledu visine javnog duga i budžetskog deficita u odnosu na GDP. Konačno, deficit tekućeg računa u ovim zemljama uglavnom je generisan ekspanzijom domaće tražnje koja je prevazilazila rast realnog dohotka i u velikoj meri finansirana prilivom kapitala iz zemalja jezgra. Sa druge strane, inostrani investitori su vremenom postali svesni činjenice da je praksa koju primenjuju deficitne zemlje, a koja se odnosi na pokrivanje rasta tražnje dodatnim zaduživanjem, izuzetno problematična sa stanovišta urednog servisiranja budućih finansijskih obaveza. Postalo je jasno da je proces konvergencije, koji nije postavljen na ekonomski opravdanim osnovama, indukovao problem solventnosti, a visoki nivoi spoljnog duga postali su neodrživi i rezultirali dužničkom krizom u Evrozoni (Giavazzi i Spaventa 2010; Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013).

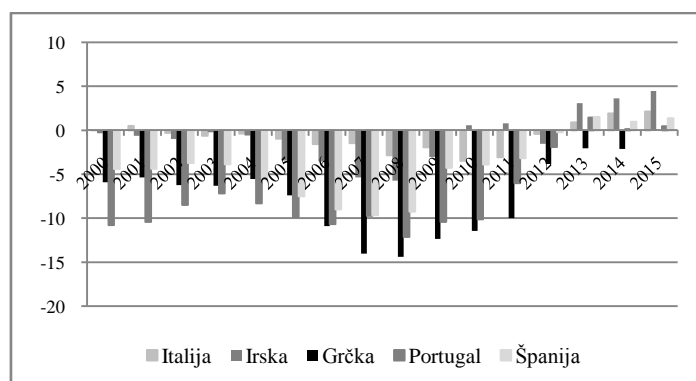
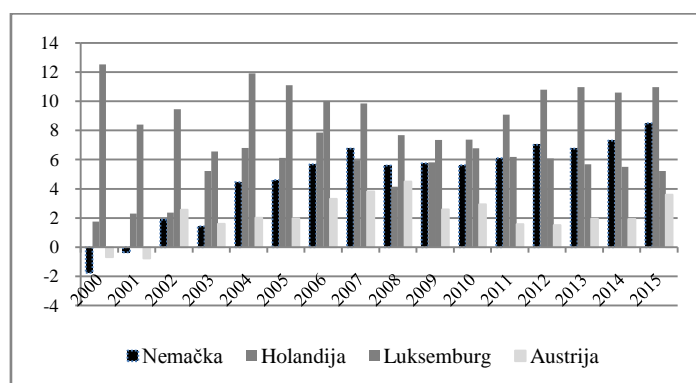
### **2.3 Trgovinske neravnoteže u zemljama jezgra i periferije Evrope**

Premda je tekući račun u Evrozoni kao celini dugo vremena bio na približno ravnotežnom nivou, nakon eskaliranja globalne ekonomske krize razlike u eksternoj neravnoteži unutar jedinstvenog valutnog područja su postale sve očiglednije. Glavna implikacija rastućih trgovinskih nejednakosti manifestuje se u povećanju jaza između bogatih i siromašnijih zemalja i stvaranje dva bloka u monetarnoj uniji, odnosno podela na zemlje jezgra i periferije. Deficit tekućeg računa u perifernim zemljama iniciran je rapidnim rastom domaće tražnje koja je prevazilazila rast dohotka, pri čemu je nedostatak finansijskih sredstava u velikoj meri pokrivan iz štednje suficitnih zemalja odnosno na osnovu priliva inostranog kapitala. Posledica ovakvih trendova ogleda se u činjenici da i deset godina nakon početka velikog finansijskog kolapsa, deficitne evropske zemlje i dalje imaju problem prekomerne zaduženosti, visokih stopa nezaposlenosti i sporog ekonomskog rasta.

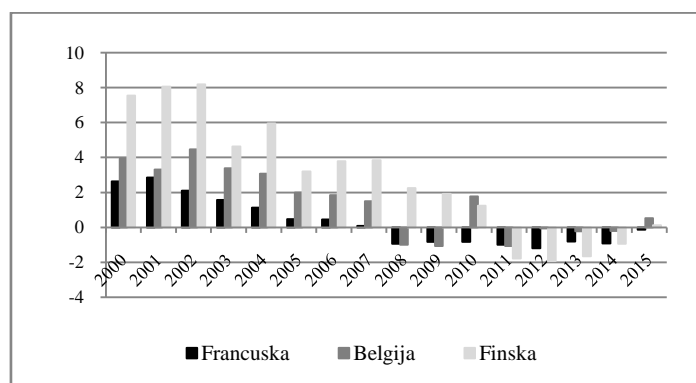
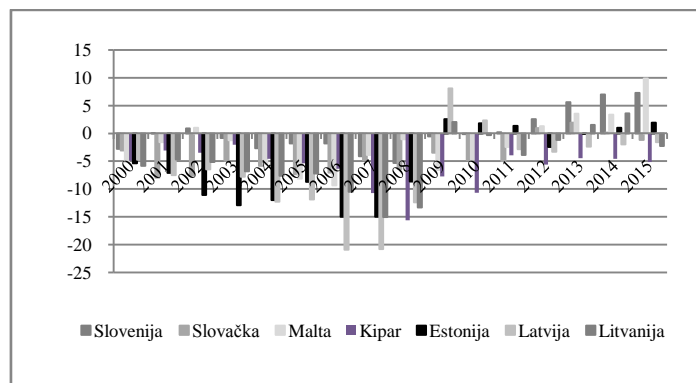
Evolucija tekućeg računa u evropskim zemljama upućuje na zaključak da postoji grupa zemlja koja je kontinuirano ostvarivala deficitan saldo robnih transakcija. Grčka, Portugal i Španija su zemlje koje su još od perioda uvođenja jedinstvene valute ostvarivale visoke deficite tekućeg računa koji je u Portugalu tokom 2000. godine bio na

visini od oko 10% u odnosu na GDP, dok je neravnoteža u Grčkoj dostigla vrhunac 2008. godine sa deficitom od preko 14%. Od zemalja koje su inicijalno bile uključene u izgradnju monetarne unije, Italija i Irska su takođe beležile hroničan deficit tekućeg dela bilansa plaćanja. Sa druge strane, Nemačka, Holandija, Luksemburg i Austrija spadaju u grupu zemalja koje su imale suficitnu poziciju tekućih transakcija tokom posmatranog perioda i one predstavljaju zemlje jezgra Evrozone.

Kada su u pitanju članice valutne unije koje su pristupile evropskoj zajednici tokom velikog istorijskog proširenja, očekivani proces ekonomske konvergencije praćen je neodrživim povećanjem domaće tražnje koja se odrazila na rast cena i troškova rada, a kasnije i na gubitak konkurentnosti trgovinskog sektora (Atoyán, Manning, i Rahman 2013). Poslednjoj grupaciji zemalja pripadaju Francuska, Belgija i Finska kao zemlje koje su iz suficitnog salda robnih tokova nakon 2007. godine beležile negativne odnose između izvoza i uvoza, pri čemu se Finska može izdvojiti i kao zemlja koja je, pored Luksemburga, u početnim godinama funkcionisanja valutne unije imala izražen suficitan saldo robnih transakcija.







Izvor: Autorski prikaz prema podacima IMF(2018a)<sup>1</sup>.

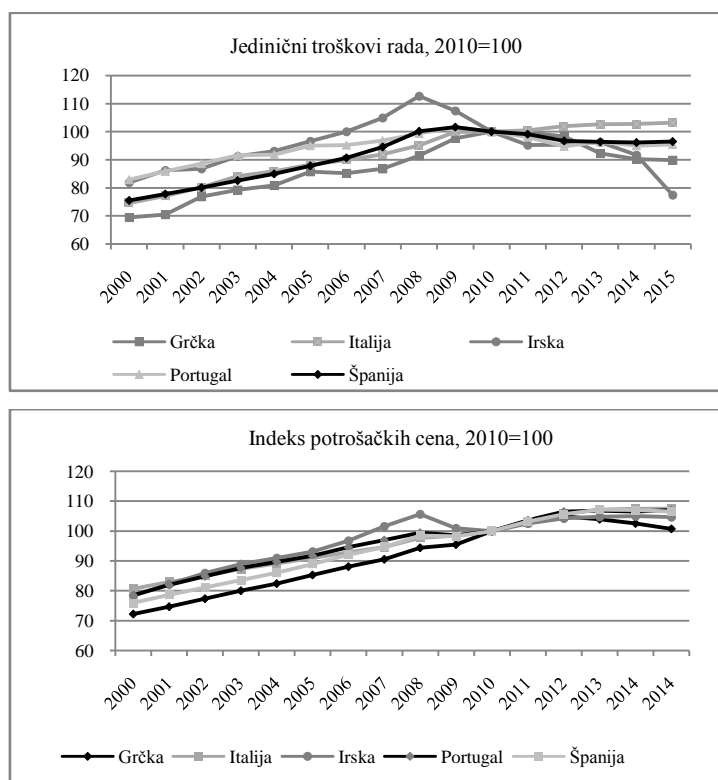
**Slika 2.1** Tekući račun u odabranim grupama zemalja

Polazeći od evidentnih trgovinskih divergencija, jasno je da se logičnim nameće pitanje šta je generisalo rastuće eksterne nejednakosti između evropskih zemalja. Prvo, finansijska integrisanost evropskih tržišta podstakla je ekstenzivan rast domaće tražnje u perifernim zemljama koja je dodatno podržana očekivanim procesom ekonomske konvergencije nakon uvođenja evra (Blanchard i Giavazzi 2002). Takođe, uvođenjem zajedničke valute i eliminisanjem rizika promene deviznog kursa povećani su kapitalni tokovi između zemalja, i olakšano je obezbeđivanje potrebnih finansijskih sredstava za pokrivanje deficita tekućeg bilansa u zemljama gde je to potrebno (Lane i Peels 2012). Izbijanjem dužničke krize u Evrozoni postalo je jasno da su zemlje vremenom akumulirale neodrživ iznos eksternog duga koje nisu bile u stanju uredno da servisiraju. Sa druge strane, nedvosmisleno značajan uticaj na trgovinske tokove imalo je i gubitak

<sup>1</sup> **International Monetary Fund (IMF)**. 2018a. World Economic Outlook Database.

<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/index.aspx>

konkurentnosti nacionalnih ekonomija koji je uglavnom nastupio kao posledica nekonzistentnog rasta zarada i drugih troškova poslovanja u odnosu na rast produktivnosti (Trichet 2011; Draghi 2012).



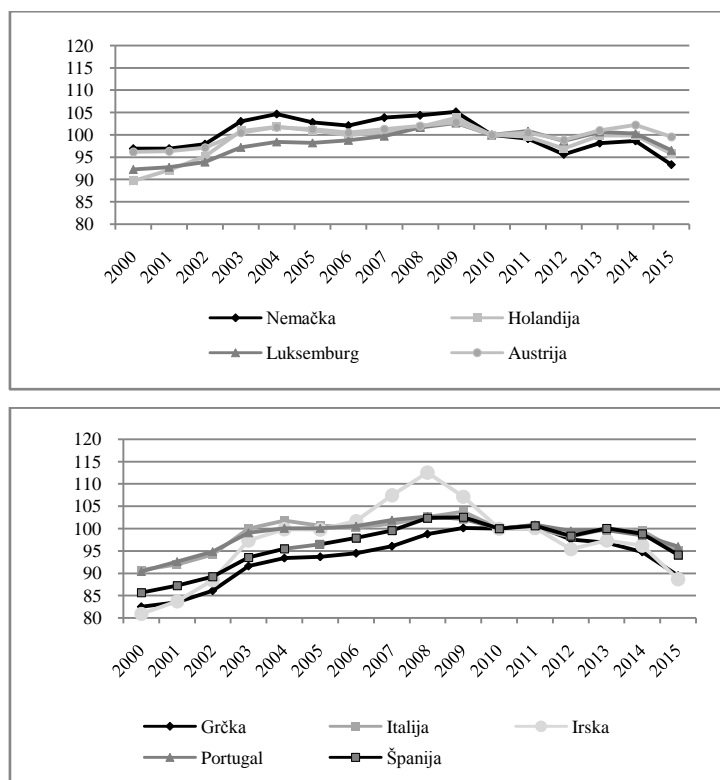
Izvor: Autorski prikaz prema podacima OECD (2018a)<sup>2</sup>.

**Slika 2.2** Jedinični troškovi rada i indeks potrošačkih cena u zemljama periferije

Empirijski podaci ukazuju da su periferne zemlje ostvarivale rast troškova rada što se odrazilo na gubitak izvozne konkurentnosti i povećanje deficita tekućeg računa (Slika 2.2). Imajući u vidu da je problem trgovinskih neravnoteža značajno aktuelizovan nakon izbijanja svetske ekonomske krize, nakon 2008. godine nastupa period smanjenja zarada kao deo procesa eksternog prilagođavanja i primene strategije interne devalvacije sa namerom poboljšanja tekućeg računa. Istovremeno, povećanje troškova rada impliciralo je i nedostatak cenovne stabilnosti koji se ispoljavao kroz perzistentan rast nivoa cena što je imalo značajan uticaj na apresijaciju realnog deviznog kursa, pad izvoza u odnosu

<sup>2</sup> **Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)**. 2018a. Growth in GDP per capita, Productivity and ULC. [https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=PDB\\_GR](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=PDB_GR)

na GDP i smanjenja doprinosa izvoznog sektora ukupnom ekonomskom rastu u perifernim zemljama. Takođe, ne treba zanemariti činjenicu da su se i razlike u nivou agregatne tražnje u evropskim ekonomijama odrazile na fluktuacije stopa inflacije koje su se prelele na promene realnog deviznog kursa i rezultirale produblјivanjem trgovinskih nejednakosti (Ahearne, Schmitz, i Von Hagen 2007).



**Napomena:** Povećanje REER ukazuje na gubitak trgovinske konkurentnosti, odnosno da izvoz postaje skuplji a uvoz povoljniji.

**Izvor:** Autorki prikaz prema podacima WB (2018a)<sup>3</sup>.

### Slika 2.3 Realni efektivni devizni kurs u zemljama jezgra i periferije Evrope

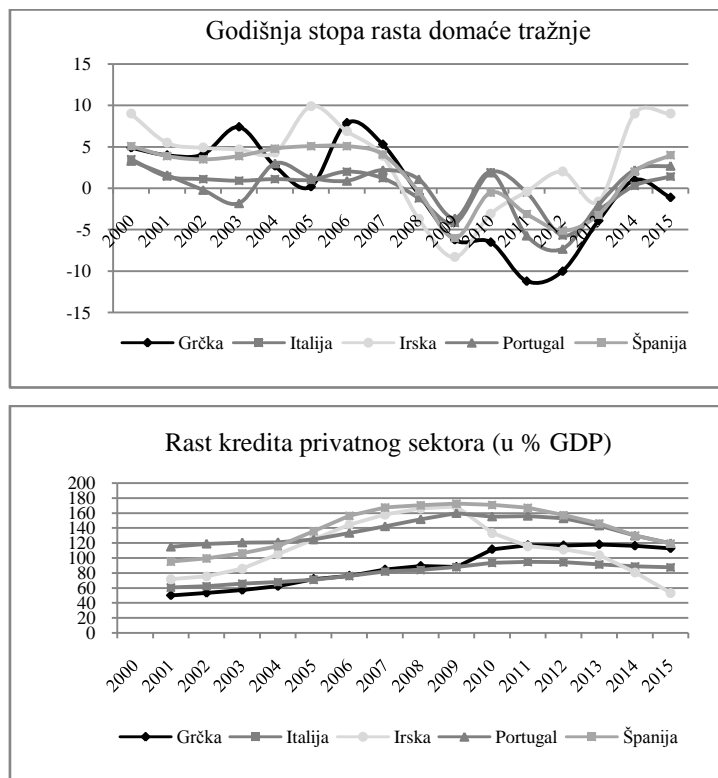
Grafički prikazi jasno upućuju na vezu između promena realnog efektivnog deviznog kursa i bilansa robnih tokova, u smislu da su periferne zemlje koje su pretprele apresijaciju realnog deviznog kursa i gubitak konkurentnosti nacionalnih privreda imale problem deficita tekućeg računa (Slika 2.3). Odnosno, prekomeran rast troškova rada i nivoa cena odrazili su se na gubitak eksternih performansi nacionalnih ekonomija a

<sup>3</sup> World Bank (WB). 2018a. World Development Indicators.

<http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>

rezultirajuća promena deviznog kursa dodatno je pogoršala negativne trgovinske odnose izvoza i uvoza. Sa druge strane, u Nemačkoj je rast stope inflacije i troškova rada bio ispod proseka Evrozone što se u velikoj meri odrazilo na jačanje izvoznih kapaciteta nemačke ekonomije i stvaranje suficitne pozicije u trgovinskim odnosima.

Polazeći od izraženih razlika u pogledu inflatornih kretanja, jedan deo empirijske literature upravo naglašava ulogu cenovne konkurentnosti u procesu rebalansiranja tekućih računa u smislu da bi periferne zemlje trebale da spuste stopu inflacije i troškove rada ispod proseka koji prevladuje u Evrozoni (De Grauwe 2013; Comunale i Hessel 2014). Sa druge strane, grupa autora je na poziciji da su nagle promene domaće tražnje imale dominantniji uticaj na trgovinske neravnoteže u zemljama periferije i da je promena troškova radne snage nastupila kao posledica rasta domaće tražnje (Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013; Wyplosz 2013b).



**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima OECD (2018b)<sup>4</sup> i WB (2018b)<sup>5</sup>.

**Slika 2.4** Promena domaće tražnje i odobrenih kredita privatnom sektoru u perifernim zemljama

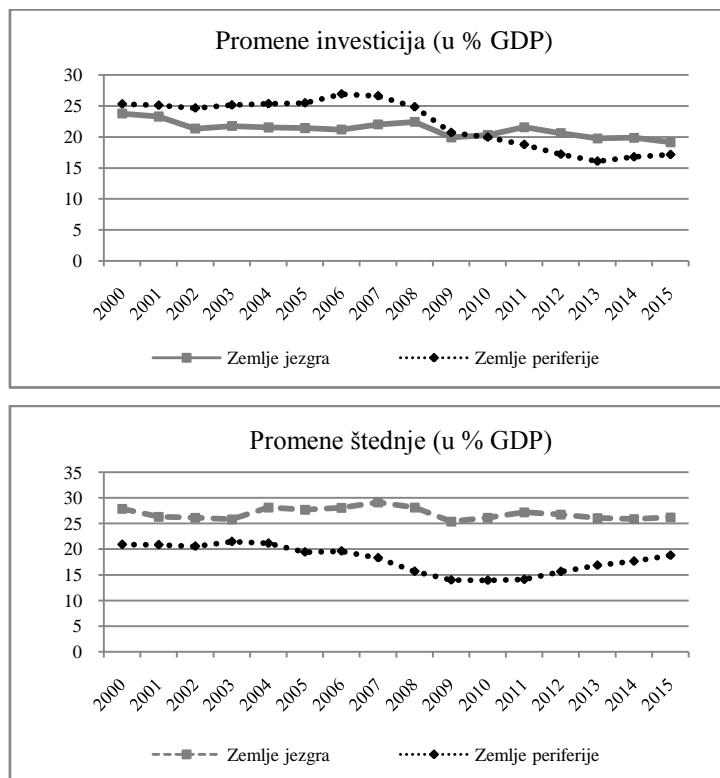
<sup>4</sup> OECD. 2018b. Inflation (CPI). <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>

<sup>5</sup> WB. 2018b. World Development Indicators.

<http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>

Na slici 2.4 je evidentno da je u perifernim zemljama u periodu do 2008. godine bio prisutan rast domaće tražnje koje je bio najizraženiji u Grčkoj, Španiji i Irskoj. Očekivano, rast tražnje je praćen povećanjem kredita privatnog sektora koji je, paralelno sa rastom nacionalne apsorpcije, imao tendenciju konstatnog porasta do 2009. godine.

Povećanju kreditnog zaduženja značajno je doprineo pad dugoročnih realnih kamatnih stopa, pri čemu su usled viših stopa inflacije realne kamatne stope bile niže u zemljama periferije u odnosu na zemlje jezgra sve do perioda izbijanja globalne finansijske krize (Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013). Sa druge strane, olakšano kreditno zaduživanje i niže realne kamatne stope uticale su na povećanje stope investicija u zemljama periferije uz istovremeno smanjenje podsticaja za štednju.



Izvor: Autorski prikaz prema podacima IMF (2018b)<sup>6</sup>.

**Slika 2.5** Promene investicija i štednje u zemljama jezgra i periferije Evrope

<sup>6</sup> IMF. 2018b. World Economic Outlook Database.

<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/index.aspx>

Predstavljene tendencije na grafičkim prikazima u skladu su sa očekivanim procesom realne konvergencije koji je trebao da približi evropske zemlje u pogledu ekonomske razvijenosti nakon uvođenja jedinstvene valute (Slika 2.5). Ipak, jasno je da empirijska događanja nisu potvrdila očekivanja budući da se jaz između zemalja jezgra i periferije Evrope vremenom sve više povećavao, a ne smanjivao kao što je previđeno osnivanjem valutne unije. Liberalizacija kapitalnih tržišta omogućila je perifernim zemljama da povećaju investicija iznad nivoa koji može da se finansira iz sredstava domaće štednje (Jaumotte i Sodsriwiboon 2010). Drugim rečima, viša finansijska integracija, niže kamatne stope i težnja za ubrzanjem dinamike usaglašavanja stopa ekonomskog rasta u velikoj meri je uticalo na povećanje domaće potrošnje u perifernim zemljama koja je pre svega finansirana dodatnim zaduživanjem. Sledstveno, rast nacionalne apsorpcije indukovao je rast cena i troškova rada što se odrazilo na gubitak eksterne konkurentnosti koja se nedvosmisleno prelila na produblјivanje deficita robnih transakcija. Opisane tendencije nazivaju se “lošim eksternim neravnotežama” za razliku od “dobrih neravnoteža” koje odražavaju povećanje investicionih aktivnosti u sektoru razmenjivih dobara i rast stepena produktivnosti radne snage pa na toj osnovi doprinose intenzivnijem približavanju nivoa razvijenosti evropskih ekonomija (Eichengreen 2010).

Kada je reč o fiskalnim pozicijama, ispunjavanje kriterijuma konvergencije za pristupanje monetarnoj zajednici i eliminacija deviznog rizika nakon uvođenja jedinstvene valute odrazili su se na usaglašavanje kamatnih stopa na državne obveznice tokom većeg dela 2000-ih godina. Ipak, rapidan rast kamatnih stopa u Grčkoj, Italiji i Španiji nakon ekaliranja dužničke krize, govori u prilog činjenici da su se periferne zemlje suočile sa problemom finansiranja budžetskog deficita posredstvom finansijskog tržišta. Drugim rečima, ispostavilo se da je ekstenzivna državna potrošnja bila neopravdana u ovim ekonomijama budući da su inicijalno niska kamatna plaćanja olakšala povećanje državnih izdataka koji su se ispostavili kao ekonomski neodrživi u kriznim vremenima.

**Tabela 2.1** Dugoročne godišnje kamatne stope na državne obveznice u zemljama periferije i jezgra tokom perioda 2000-2015. godine

Zemlje:	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Grčka	6,1	5,3	5,1	4,3	4,3	3,6	4,1	4,5
Italija	5,6	5,2	5,0	4,3	4,3	3,6	4,0	4,5
Irska	5,5	5,0	5,0	4,1	4,1	3,3	3,8	4,3
Portugal	5,6	5,2	5,0	4,2	4,1	3,4	3,9	4,4
Španija	5,5	5,1	5,0	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3
Nemačka	5,3	4,8	4,8	4,1	4,0	3,4	3,8	4,2
Holandija	5,4	5,0	4,9	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3
Luksemburg	5,5	4,7	4,7	3,3	2,8	2,4	3,3	3,2
Austrija	5,6	5,1	5,0	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3

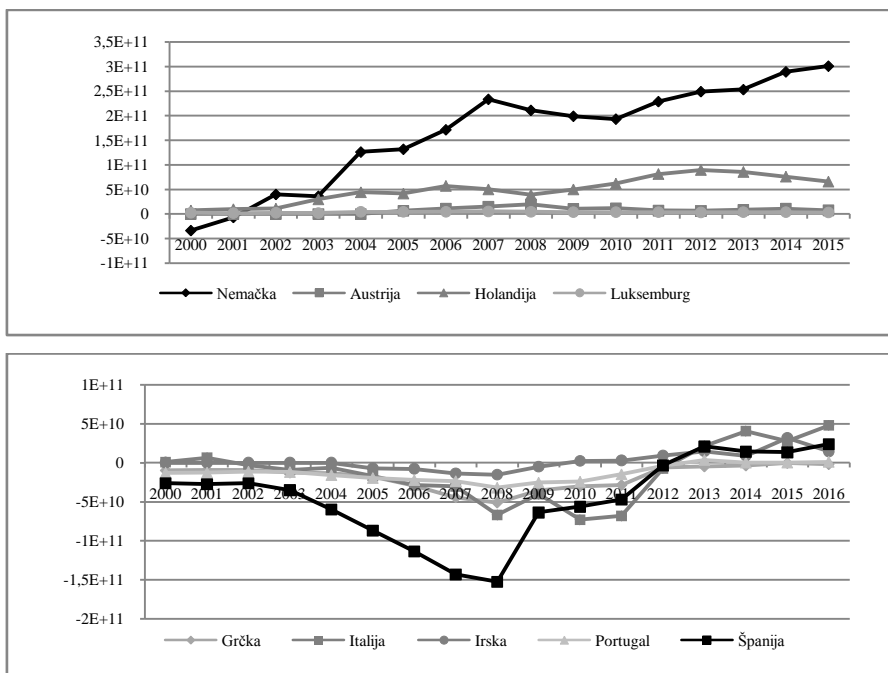
Zemlje:	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2017	2015
Grčka	4,8	5,2	9,1	15,7	22,5	10,1	6,9	9,7
Italija	4,7	4,3	4,0	5,4	5,5	4,3	2,9	1,7
Irska	4,5	5,2	6,0	9,6	6,0	3,8	2,3	1,1
Portugal	4,5	4,2	5,4	10,2	10,5	6,3	3,8	2,4
Španija	4,4	4,0	4,3	5,4	5,8	4,6	2,7	1,7
Nemačka	4,0	3,2	2,7	2,6	1,5	1,6	1,2	0,5
Holandija	4,2	3,7	3,0	3,0	1,9	2,0	1,5	0,7
Luksemburg	3,2	3,1	2,9	2,9	1,8	1,8	1,3	0,4
Austrija	4,4	3,9	3,2	3,3	2,4	2,0	1,5	0,7

Izvor: OECD (2018c)<sup>7</sup>.

Evidentno je da su kamatne stope bile prilično ujednačene do perioda izbijanja ekonomske krize, nakon čega kamatne stope u perifernim zemljama počinju značajno da se povećavaju. Grčka je imala ubedljivo najvišu kamatnu stopu koja je 2012. godine iznosila čak 22,5% (Tabela 2.1).

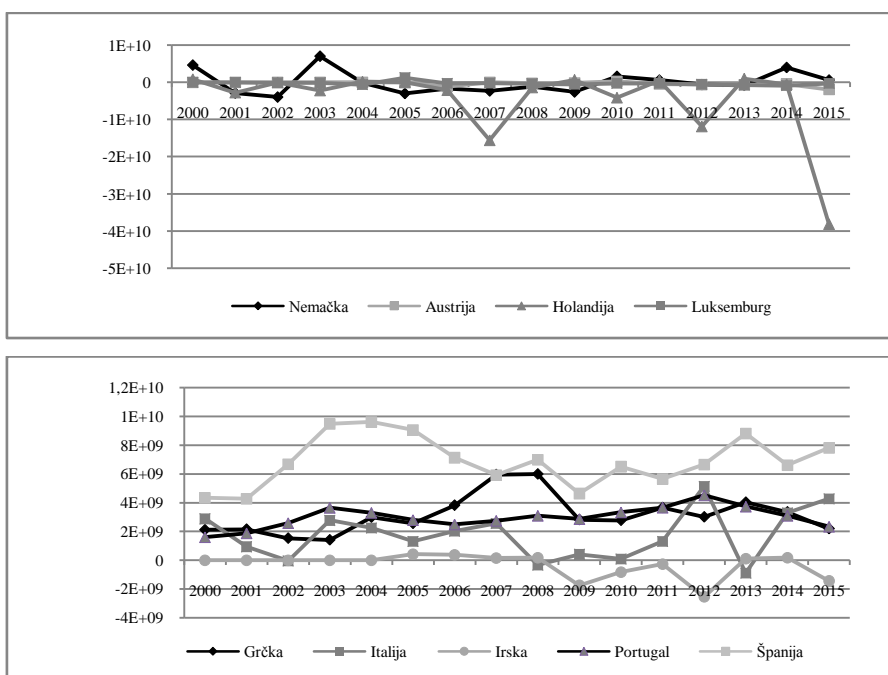
Pored jasno izraženih divergentnih trgovinskih tokova u članicama valutne unije, tekući račun za Evrozonu kao celinu je bio prilično uravnotežen budući da su se međusobno neutralisale suficitne i deficitne pozicije. Drugim rečima, posmatrajući finansijske tokove sa aspekta tekućeg računa jasno je da deficit podrazumeva da zemlja pozajmljuje novčana sredstva dok se suficit odnosi na investiranje kapitala u druge zemlje. Iz tog razloga, polazeći od osnovnog postulata u vezi sa ravnotežom bilansa plaćanja, zemlje periferije su nastojale da prilivom kapitala izbalansiraju neravnoteže tekućeg i kapitalnog računa (Svrtinov i dr. 2014).

<sup>7</sup> OECD. 2018c. Long-Term Interest Rates. <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm>



Izvor: Autorski prikaz prema podacima WB (2018c)<sup>8</sup>.

Slika 2.6 Tekući račun u zemljama jezgra i periferije (izraženo u američkim dolarima)



Izvor: Autorski prikaz prema podacima WB (2018c).

Slika 2.7 Kapitalni račun u zemljama jezgra i periferije (izraženo u američkim dolarima)

<sup>8</sup> WB. 2018c. World Development Indicators.

<http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>



Proizilazi da su zemlje jezgra koje su imale višak kapitala beležile deficit kapitalnog računa usled investiranja u zemlje periferije koje su ostvarivale suficit (Slike 2.6 i 2.7). Situacija je drugačija ako se posmatra račun tekućih transakcija gde su periferne zemlje imale deficit, a zemlje jezgra suficit. Međutim, nakon izbijanja ekonomske krize razvijene zemlje su počele da povlače kapital iz manje razvijenih zemalja dok su prekomerna zaduženost i jedinstvena valuta dodatno otežale mogućnosti prilagođavanja bilansa plaćanja (Merler i Pisani-Ferry 2012). Odnosno, u situaciji perzistentnog deficita tekućeg računa i visokog iznosa javnog duga u perifernim zemljama je dolazilo do iznenadnih prekida kapitalnih priliva, a pojašnjeno je da je dalje zaduživanje po nepovoljnim kamatnim stopama dodatno uticalo na izbijanje dužničke krize.

#### **2.4 Efekat fiskalne štednje na tekuće račune u perifernim zemljama Evrope**

U uslovima neodrživo visokog nivoa javnog duga, najugroženije evropske zemlje su posegnule za merama fiskalne štednje u nameri da smanje budžetski deficit i obezbede stabilnost javnih finansija. Uporište ove strategije proizilazi iz stava da je neodgovorno vođenje fiskalne politike uticalo na nekontrolisano povećanje zaduženosti državnog i privatnog sektora, i da je smanjenje javnog dugovanja jedna od solucija za početak stabilizacije ovih ekonomija (Zezza 2012).

Imajući u vidu da je kriza u Evrozoni nastala kao posledica globalne ekonomske i finansijske krize, opravdano se postavlja pitanje da li je politika fiskalne štednje pravo rešenje za smanjenje velikih neravnoteža između zemalja. Poznato je kejnzijansko stanovište da primena kontraktione fiskalne politike u kriznim vremenima samo pogoršava narušene trendove i gura ekonomiju u dublju recesiju. Sasvim je izvesno da dolazi do pada agregatne tražnje, nezaposlenost se povećava, dok država ostvaruje niže poreske prihode u uslovima povećanja socijalnih izdataka (Dodig i Herr 2015). Takođe, smanjivanje državne potrošnje može da bude i posledica panike na finansijskom tržištu koja se vezuje za iznenadne prekide priliva kapitala u zemlje koje su najveći dužnici, odnosno kada se neizvesnost sa finansijskog jednostavno prelije u državni sektor i

rezultira povećanjem štednje. U tim okolnostima, fiskalna restrikcija deluje prociklično u smislu da prolongira silaznu spiralu ekonomske aktivnosti i podstiče stvaranje deflacionog ciklusa (De Grauwe 2013). Ipak, teško da se može zanemariti činjenica da je smanjivanje javne potrošnje u izvesnoj meri manje bolna opcija za evropske političare koji nisu u stanju da obezbede direktne stimulanse u produktivne javne investicije i kada postoji otpor prema daljem povećanju poreza, kako bi se nadomestio budžetski deficit koje državne aktivnosti generišu (Arestis i Pelagidis 2010).

Sa ciljem procene efekata progresivne fiskalne štednje korisno je, pre svega, sagledati evoluciju javnog duga u perifernim zemljama Evrozone.

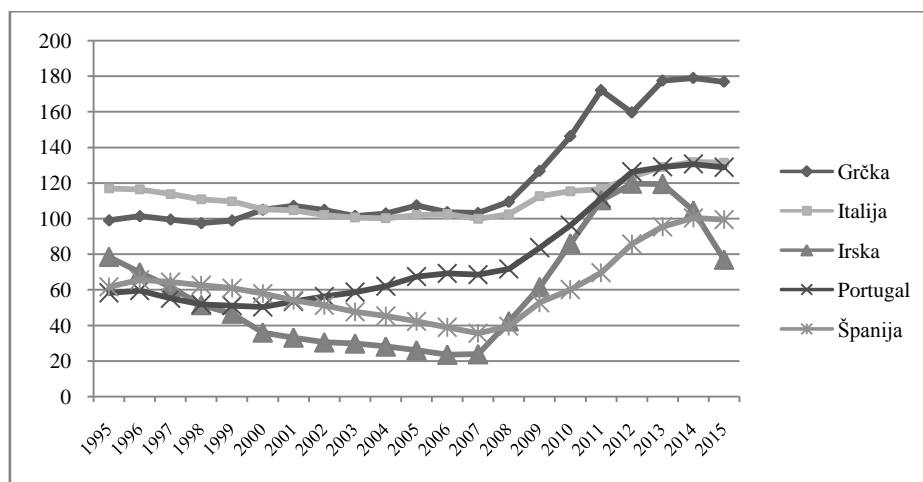
**Tabela 2.2** Budžetski deficit / suficit i ukupan državni dug u odnosu na GDP

<b>Zemlje:</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>
<b>Grčka</b>								
Deficit/suficit	-4,1	-5,5	-6,0	-7,8	-8,8	-6,2	-5,9	-6,7
Javni dug	104,9	107,1	104,9	101,5	102,9	107,4	103,6	103,1
<b>Italija</b>								
Deficit/suficit	-2,4	-3,4	-3,0	-3,3	-3,5	-4,1	-3,5	-1,5
Javni dug	105,1	104,7	101,9	100,5	100,1	101,9	102,6	99,8
<b>Irska</b>								
Deficit/suficit	4,9	1,0	-0,5	0,4	1,3	1,6	2,8	0,3
Javni dug	36,1	33,2	30,6	29,9	28,2	26,1	23,6	23,9
<b>Portugal</b>								
Deficit/suficit	-3,2	-4,8	-3,3	-4,4	-6,2	-6,2	-4,3	-3,0
Javni dug	50,3	53,4	56,2	58,6	61,9	67,4	69,2	68,4
<b>Španija</b>								
Deficit/suficit	-1,1	-0,5	-0,4	-0,4	0,1	1,2	2,2	1,9
Javni dug	57,9	54,2	51,3	47,6	45,3	42,3	38,9	35,6
<b>Zemlje:</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
<b>Grčka</b>								
Deficit/suficit	-10,2	-15,1	-11,2	-10,3	-8,9	-13,2	-3,6	-5,7
Javni dug	109,4	126,7	146,2	172,1	159,6	177,4	178,9	176,8
<b>Italija</b>								
Deficit/suficit	-2,6	-5,2	-4,2	-3,7	-2,9	-2,9	-3,0	-2,6
Javni dug	102,4	112,5	115,4	116,5	123,4	129,1	131,8	131,5
<b>Irska</b>								
Deficit/suficit	-7,0	-13,8	-32,1	-12,7	-8,0	-6,1	-3,6	-1,9
Javni dug	42,4	61,5	86,1	110,3	119,6	119,4	104,5	76,9
<b>Portugal</b>								
Deficit/suficit	-3,8	-9,8	-11,2	-7,4	-5,7	-4,8	-7,2	-4,4
Javni dug	71,6	83,6	96,2	111,4	126,2	129,0	130,6	128,7
<b>Španija</b>								
Deficit/suficit	-4,4	-11,0	-9,4	-9,6	-10,5	-7,0	-6,0	-5,3

Javni dug	39,5	52,8	60,1	69,5	85,7	95,4	100,4	99,4
-----------	------	------	------	------	------	------	-------	------

**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima Eurostat (2018a<sup>9</sup>) i AMECO (2018<sup>10</sup>).

Prezentovani podaci u tabeli jasno ukazuju da je Grčka imala najviši nivo javnog duga koji se značajno povećavao nakon 2009. godine, kada je i kulminirala dužnička kriza (Tabela 2.2). Sa druge strane, evidentno je da su gotovo sve periferne zemlje (izuzev Irske) i u pred-kriznom periodu imale nivo državne zaduženosti koji prelazi ili je blizu granice određene pravilima konvergencije. Prozilazi da kriza u Evrozoni nije nastala usled drastičnog povećanja javnog duga, nego kao posledica nemogućnosti izmirivanja obaveza nakon rapidnog povećanja kamatnih stopa (De Grauwe i Ji 2013).



**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima AMECO (2018).

**Slika 2.8** Državni dug u % GDP u zemljama periferije

Mere koje se odnose na smanjenje odnosno zamrzavanje zarada u javnom sektoru takođe su primenjivane u sklopu stabilizacije javnih finansija u evropskim zemljama. Olakšavajuća okolnost kod primene ove politike odnosi se na njihovu podložnost direktnim intervencijama što podrazumeva mogućnost zemlje da ih primeni jednostrano, budući da nisu određene kolektivnim ugovorima. Sa druge strane, Hein i Detzer (2014) su sumirali nekoliko neospornih činjenica koje prate regulisanje javnih zarada: (i) ne

<sup>9</sup> Eurostat. 2018a. Government Deficit/Surplus, Debt and Associated Data.

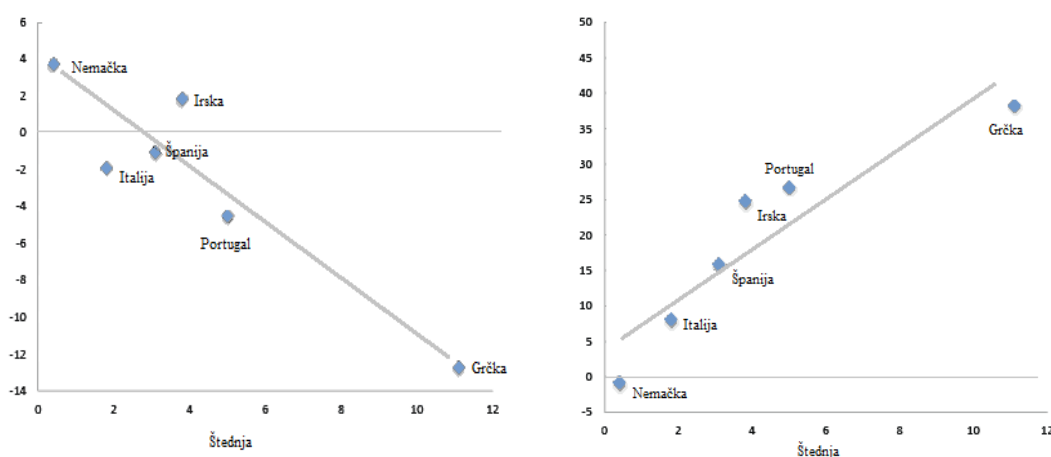
<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

<sup>10</sup> AMECO. 2018. General Government Consolidated Gross Debt.

[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/ameco/user/serie/ResultSerie.cfm](http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/user/serie/ResultSerie.cfm)

postoji ograničenje da korekciju zarada u javnom sektoru mogu da sprovede najugroženije ekonomije što je rezultiralo da je kriza poslužila kao izgovor za uvođenje mera štednje u pojedinim zemljama kao što su na primer Češka i Poljska (Grimshaw, Rubery, i Marino 2012); (ii) čak i ekonomije koje su negovale tradiciju kolektivnog pregovaranja o visini zarada u javnog sektoru podlegle su praksi njihovog direktnog uređivanja; (iii) korekcija primanja zaposlenih u javnom sektoru najstrožija je bila u zemljama koje su dobile finansijsku pomoć od evropskih institucija i koje su bile u obavezi da smanje javne zarade.

Preostalo je, razume se, da se utvrdi da li su mere fiskalne štednje imale efekta na rast GDP i smanjenje nivoa zaduženosti države.



**Izvor:** De Grauwe i Ji (2013).

**Slika 2.9** Stopa rasta GDP-a (levo) i promena javnog duga u % GDP (desno) u odnosu na štednju tokom 2011-2012. godine

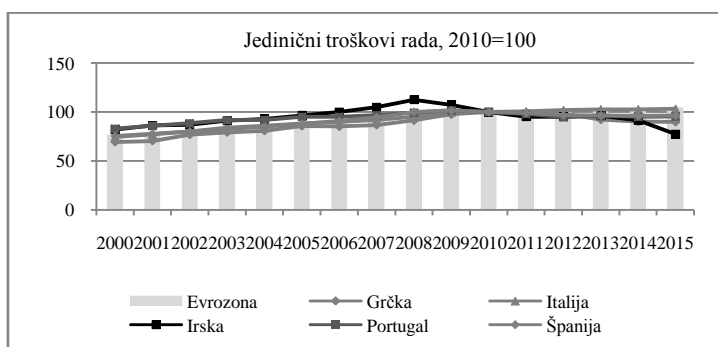
Sudeći prema grafičkom prikazu 2.9 strategija fiskalne kontrakcije u posmatranim zemljama nije dala očekivane efekte. Negativna korelacija između štednje i rasta GDP-a ukazuje da su zemlje koje su se opredelile za dramatične mere štednje imale najoštrij pad GDP-a. U isto vreme, javni dug se povećavao, što potvrđuje da su zemlje tonule u ozbiljniju recesiju i da se kriza likvidnosti vremenom preobrazila u krizu solventnosti. Ostaje utisak da bi fiskalna štednja možda i imala rezultate ukoliko bi najveći trgovinski partneri, pre svega Nemačka, primenom ekspanzivne fiskalne politike povećale uvoz iz

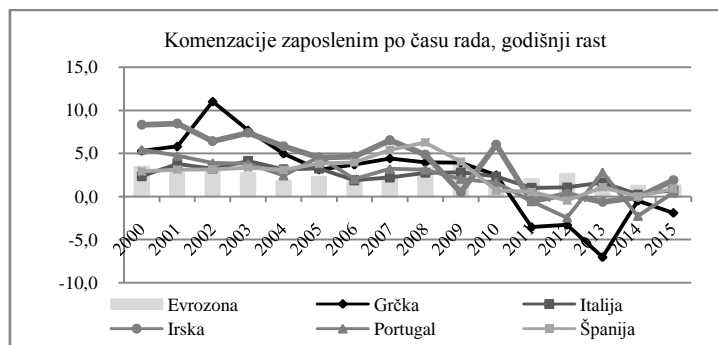
zemalja periferije i na taj način pomogle smanjivanju eksterne neravnoteže i pružile podršku ekonomskom rastu (Zezza 2012).

## 2.5 Efekat interne devalvacije na tekuće račune u perifernim zemljama Evrope

Imajući u vidu činjenicu da monetarna unija postavlja ograničenje koje se odnosi na direktno prilagođavanje deviznog kursa, strategija interne devalvacije kojoj su pribegle periferne zemlje odnosi se na korekciju jediničnih troškova rada kao mehanizma za promenu realnog deviznog kursa i poboljšanje cenovne konkurentnosti. Intencija je bila da se posredstvom direktnog smanjenja zarada ili regulisanjem tržišta rada u pravcu obuzdavanja njihovog daljeg rasta, doprinese smanjenju spoljnotrgovinskih deficita i uravnotežavanju tekućih računa. U isto vreme, evropske i nacionalne vlasti nisu smatrale da je interna devalvacija dovoljna da se eliminiše trgovinski deficit u najugroženijim zemljama, ali je postojalo uverenje da će primena ove mere doprineti ekonomskom rastu posredstvom povećanja eksterne tražnje za domaćim proizvodima koja će uspeti da neutrališe pad domaće tražnje koju ovakva politika promene deviznog kursa sama po sebi generiše (Uxó, Paúl, i Febrero 2014).

Takođe, očekivalo se da će se ovom strategijom pružiti podrška programu državne štednje, odnosno, da će se redukcijom ili zamrzavanjem zarada u javnom sektoru doprineti poboljšanju fiskalne pozicije u dužničkim zemljama. Polazeći od stava da su makroekonomske neravnoteže između zemalja delom posledica razlika u konkurentnosti, proizilazi da su se vodeće institucije Evrope zalagale za poboljšanje cenovne konkurentnosti smanjenjem nominalnih troškova, pre nego simetričnim prilagođavanjem u deficitnim i suficitnim ekonomijama (Dodig i Herr 2015).





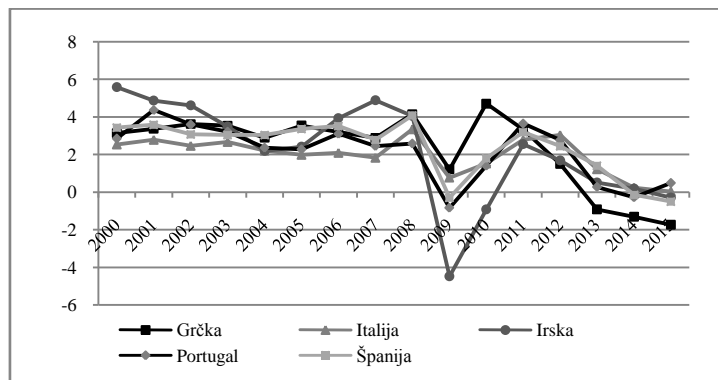
Izvor: Autorski prikaz prema podacima OECD (2018a).

**Slika 2.10** Kretanje troškova rada u zemljama periferije u odnosu na prosek Evrozona

Dinamika jediničnih troškova rada ukazuje da je u perifernim zemljama bila prisutna tendencija rasta troškova rada koja je tokom kriznih godina prevazilazila prosek Evrozona (Slika 2.10). Sa druge strane, u razvijenijim zemljama, prvenstveno u Nemačkoj, postojao je trend kretanja zarada ispod evropskog proseka, što je svakako pogodovalo povećanju eksterne konkurentnosti nemačke ekonomije. Međutim, nakon izbijanja globalne ekonomske krize u Nemačkoj je nastupio period umerenog povećanja zarada, dok su jedinični troškovi rada imali opadajuću putanju u perifernim zemljama. Očito je da se izraženi divergentni trendovi u kretanju troškova rada pre mogu objasniti razlikama u kretanju nominalnih zarada nego promenama u produktivnosti, što ide u prilog činjenici o asimetričnom prilagođavanju tržišta rada u monetarnoj uniji (Herr i Horn 2012).

Budući da su jedinični troškovi rada jedan od najvažnijih faktora koji utiče na postizanje cenovne stabilnosti, sasvim je realno za očekivati da se promene nivoa zarada automatski prelivaju kroz promenu stope inflacije (Herr 2009). Premda su periferne zemlje prihvatile politiku smanjenja zarada kao jedan od načina za postizanje eksterne konkurentnosti, iskustva ovih zemalja ukazuju da je prilagođavanje bilo prilično neusaglašeno. Irska je zamrzla rast minimalne zarade nakon 2008. godine, a Portugal nakon 2012. U Grčkoj su minimalne zarade smanjene, a nastupilo je i opadanje ili zamrzavanje plata u javnom i privatnom sektoru. U skladu sa paketom pomoći od strane evropske trojke, Španija se takođe obavezala da će da sprovede reforme na tržištu rada u pravcu promene postojeće regulative. Sa druge strane, premda nije bila pod kontrolom evropskih insitucija, Italija je trpela značajan pritisak u pravcu decentralizacije sistema kolektivnog pregovaranja. Kao posledica trenda smanjenja jediničnih troškova rada,

jasno je da je stopa inflacije u Evrozoni bila prilično niska nakon izbijanja dužničke krize, a Irska i Grčka su čak imale i izražen ciklus deflacije (Schulden i Müller 2013).

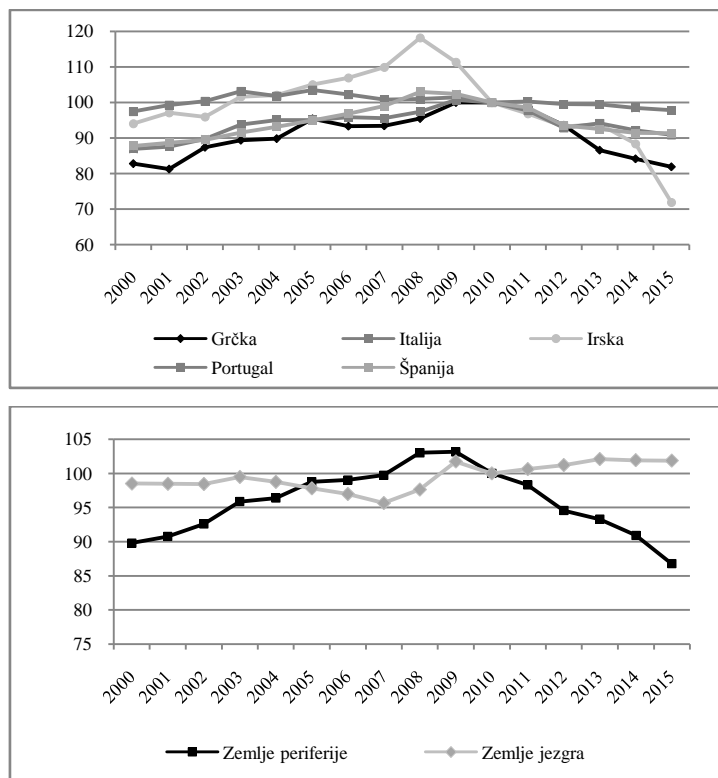


Izvor: Autorski prikaz prema podacima WB (2018a).

**Slika 2.11** Kretanje stope inflacije u perifernim zemljama (godišnja stopa rasta)

Deflaciona očekivanja neminovno su se prelila na smanjenje potrošačke i investicione tražnje i dodatno povećala teret javnog duga u perifernim zemljama. Premda je smanjenje trgovinskog deficita evidentno u ekonomijama koje su najviše pogođene dužničkom krizom, pre se može reći da je poboljšanje salda tekućeg računa posledica pada dohotka što se odrazilo na redukciju uvoza. Istovremeno, proces regenerisanja tekućeg računa u ovim zemljama praćen je padom outputa i zaposlenosti, za koje se smatra da bi bilo dosta blaže da se proces prilagođavanja odvijao približno ujednačeno u evropskim ekonomijama (Dodig i Herr 2015).

Kada je reč o efektima prakse smanjenja zarada i cena na poboljšanje cenovne konkurentnosti, važno je napomenuti da veličinu potrebne korekcije realnog deviznog kursa određuje i cenovna elastičnost. Drugim rečima, ukoliko je cenovna elastičnost uvoza i izvoza niska u većem broju kriznih zemalja potrebne su daleko veće promene deviznog kursa kako bi se ostvario pozitivan uticaj na promene izvoza i uvoza. U okviru posmatranih zemalja, evidentno je da nisu nastupile ozbiljnije promene troškova rada i realnog deviznog kursa u perifernim zemljama (Slika 2.12).



Izvor: Autorski prikaz prema podacima Eurostat.

**Slika 2.12** Realni efektivni devizni kurs zasnovan na indeksu jediničnih troškova rada, 2010=100

Promene realnog deviznog kursa jasno ukazuju na prisutan trend apresijacije u perifernim zemljama sve do 2010. godine nakon čega nastupa period depresijacije koji je izazvan smanjenjem jediničnih troškova rada i potrošačkih cena. Može se zaključiti da je apresijacija deviznog kursa (Slika 2.12) u kombinaciji sa izraženim porastom domaće apsorcije (Slika 2.4) svakako uticala na povećanje trgovinskih deficita u ovim zemljama. Sa druge strane, fluktuacije deviznog kursa u zemljama jezgra potvrđuje činjenicu o jačanju eksterne konkurentnosti ovih ekonomija, odnosno, održavanje nižeg nivoa zarada odrazilo se na izraženu depresijaciju deviznog kursa sve do eskaliranja ekonomske krize. Na toj osnovi, grafički prikaz 2.12 verodostojno prikazuje asimetričnu putanju realnog deviznog kursa u zemljama jezgra i periferije Evrope.

U vezi sa potencijalnim efektima primene interne devalvacije ona nisu u skladu sa očekivanjima, što upućuje na zaključak da kanal konkurentnosti nije dominantno uticao na povećanje trgovinskih neravnoteža u zemljama periferije i da se pre može reći da se smanjenje zarada odrazilo na smanjenje domaće tražnje što je uticalo na smanjenje



uvoza i delimično ublažilo robne deficite (Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013). Proizilazi da je poboljšanje tekućih računa u ovim zemljama u najvećoj meri posledica smanjenja tražnje za uvoznim dobrima, pa opravdano postoji bojazan da će, u odsustvu primene politika za prevazilaženje strukturnih slabosti perifernih ekonomija, potencijalno povećanje nacionalne apsorpcije ponovo indukovati rast eksternih neravnoteža (Uxó, Paúl, iFebrero 2014). U tom određenju, veća osetljivost tekućeg računa na promene domaće tražnje u odnosu na fluktuacije realnog deviznog kursa tokom kriznog perioda, nemonovno potvrđuje ograničenost interne devalvacije kao mehanizma za uspostavljanje trgovinskog balansa u zemljama periferije (Mirdala 2015).

Na osnovu izvedenih zaključaka i empirijskih podataka ispostavlja se da je simetrično prilagođavanje u evropskim zemljama bilo preko potrebno kako bi se trgovinske distorzije umanjile na realnim i ekonomski zdravim osnovama. To bi pre svega podrazumevalo podnošenje veće žrtve od strane suficitnih zemalja uz opreznu fiskalnu konsolidaciju i politiku zarada koja bi obezbeđivala uravnotežen nivo dohotka što bi se svakako odrazilo na stabilnu stopu inflacije u Evrozoni kao celini. Programi stimulisanja domaće tražnje i rasta GDP-a svakako da su poželjni, dok bi Evropska centralna banka prevashodno trebala da bude usmerena na ostvarivanje finansijske stabilnosti uz efikasno obavljanje uloge zajmodavca u krajnjoj instanci, kako za bankarski sistem tako i sa aspekta pružanja pomoći nacionalnim vladama (Hein i Detzer 2014; Böing i Stadtmann 2016).

## **2.6 Pregled empirijskih istraživanja o promenama tekućih računa članicama Evropske monetarne unije**

Ispitujući posledice uvođenja jedinstvene valute na povećanje trgovinskih neravnoteža, empirijski se potvrđuje da je finansijska liberalizacija uticala na pogoršanje tekućih računa posredstvom smanjenja stopa štednje i povećanje investicija (Jaumotte i Sodsriwiboon 2010). Dobijeni rezultati idu u prilog činjenici o postojanju velikih finansijskih priliva u perifernim od strane zemalja jezgra što ukazuje na upotrebu inostrane štednje za finansiranje domaćih investicija. U isto vreme, postojeće tržišne rigidnosti otežale su prilagođavanje tekućih računa, pa se naglašava značaj preko

potrebnih reformi strukturnih politika sa ciljem povećanja produktivnosti kako bi se postigla eksterna konkurentnost, kao i efikasnija regulacija finansijskih politika koje će ograničiti prekomernu zaduženost privatnog sektora i doprineti stabilizaciji nacionalnih ekonomija.

Analizirajući rastuće trgovinske neravnoteže u valutnoj uniji, pokazano je da su odnos zavisnosti populacije prema godinama starosti i inicijalna pozicija neto inostrane aktive imali značajan uticaj u zemljama sa suficitnim saldonom tekućeg računa (Barnes, Lawson, i Radziwill 2010). Demografska struktura u Nemačkoj generisala je pozitivne trgovinske odnose, za razliku od zemalja gde je veći udeo mlade populacije, kao što je slučaj u Irskoj, gde je ostvaren deficit robnih tokova. Sa druge strane, visoki budžetski deficiti u Grčkoj i Portugalu dodatno su pogoršali eksternu poziciju ovih ekonomija, dok su visoke privatne investicije skupa sa neodrživim bumom na tržištu nekretnina uticali na povećanje trgovinskog deficita u Irskoj i Španiji.

Posmatrajući neusklađenosti računa robnih tokova u Evrozoni sa aspekta mehanizma konvergencije i promene faktora konkurentnosti, dokazuje se da razlike u pogledu eksterne konkurentnosti imaju dominantniji uticaj na trgovinske neravnoteže (Belke i Dreger 2011). Takođe, ističe se potreba za asimetričnim prilagođavanjem u skladu sa performansama nacionalnih ekonomija, dok se fiskalna konsolidacija preporučuje za sve članice valutne unije. Sa druge strane, Schmitz i Von Hagen (2011) pružili su podršku stavu da je povećana finansijska integrisanost nakon uvođenja evra doprinela povećanju kapitalnih tokova iz bogatijih u siromašnije zemlje. Na toj osnovi, apostrofira se značaj kanala konvergencije na povećanje trgovinskih distorzija između zemalja Evrozone. Slični zaključci izvedeni su i istraživanju koje su sprovedeli Lane i Pels (2012) gde je promovisan afirmativan odnos između optimističkih očekivanja u vezi sa višim stopama rasta i povećanja deficita tekućeg računa u evropskim zemljama. Drugim rečima, nalazi idu u prilog hipotezi konvergencije u periodu pre izbijanja ekonomske krize, posebno u vremenu od 2002. do 2007. godine.

Chen, Milesi-Ferretti, i Tressel (2013) su pokazali da je rast eksternih finansijskih obaveza u deficitnim zemljama Evrozone posledica delovanja različitih faktora, pre svega spoljnih šokova i kapitalnih priliva iz zemalja jezgra. Ističe se da su povećanje uloge kineske ekonomije na svetskom tržištu, integracija zemalja centralne i istočne Evrope u valutnu uniju i rast cena nafte značajno doprineli perzistentnim eksternim

neravnotežama u pojedinim evropskim zemljama. Na toj osnovi, proizilazi potreba za efikasnom primenom politika upravljanja tražnjom (pre svega fiskalnom konsolidacijom) i politika na strani ponude kako bi se povećala produktivnost i eksterna konkurentnost. Smatra se da bi postojanje fiskalnih transfera između zemalja značajno doprinelo ublažavanju uticaja eksternih faktora i olakšalo prilagođavanje u najugroženijim ekonomijama.

Sumirajući empirijske nalaze o doprinosu ključnih faktora na povećanje eksternih neravnoteža u zemljama monetarne unije, izvodi se zaključak da je ekstenzivan rast domaće tražnje indukovano niskim kamatnim stopama u velikoj meri odredio deficite robnih tokova u perifernim zemljama (Diaz-Sanchez i Varoudakis 2013). Sa druge strane, promena eksterne konkurentnosti, koja je nastupila kao posledica razlika u pogledu troškova radne snage i nivoa cena, imaju dominantniji uticaj na dinamiku trgovinskih transakcija u zemljama jezgra. Dakle, naglašava se da su finansijska integrisanost evropskih zemalja i visoki kapitalni prilivi uticali na ekspanziju domaće tražnje koja je rezultirala rastućim eksternim neravnotežama u zemljama periferije.

Značaj prekomernog rasta tražnje na povećanje trgovinskih distorzija u zemljama periferije potvrđena je i u radu Wyplosz (2013b) gde dobijeni nalazi dokazuju da su gubitak eksterne konkurentnosti i deficit tekućeg računa nastupili kao očekivana posledica neodržive ekspanzije domaće tražnje. Drugim rečima, izvodi se zaključak da bi obuzdavanje domaće tražnje u velikoj meri doprinelo eliminisanju faktora koji su indukovali gubitak cenovne konkurentnosti nacionalnih ekonomija što bi se dalje odrazilo na smanjenje deficita tekućih transakcija. Uticaj domaće tražnje na promenu robnih tokova potvrđen je i u radu Communale i Hessel (2014) gde dobijeni rezultati sugerišu da je rapidan rast nacionalne apsorpcije imao dominantniji uticaj na povećanje deficita tekućeg računa u odnosu na promenu cenovne konkurentnosti u perifernim zemljama tokom 1999-2007. godine.

Proučavajući neravnoteže robnih tokova sa aspekta trgovinske otvorenosti u 15 zemalja Evrozone tokom perioda 1974-2011. godine, pokazano je da su manje otvorene zemlje više izložene eksternim šokovima, pre svega promenama realnog deviznog kursa (Caivano i Coniglio 2016). Autori su na poziciji da je pre uvođenja jedinstvene valute kanal konkurentnosti imao dominantan uticaj na dinamiku tekućeg računa, dok su

povezivanje finansijskih tržišta i veća integrisanost zemalja valutne unije uticali na jačanje mehanizma konvergencije između zemalja tokom poslednje decenije.

Uprkos pretpostavci o povećanju eksterne neravnoteže nakon izbijanja dužničke krize, empirijski nalazi u radu Ruščáková i Semančíková (2016) nagoveštavaju postojanje određenih poboljšanja računa tekućih transakcija u većem broju zemalja Evrozone. Takođe, imajući u vidu uticaj globalnih neravnoteža na povećanje trgovinskih distorzija u evropskim zemljama, ističe se potreba za preispitivanjem političkih opcija u pojedinačnim ekonomijama i uvođenje efikasnog mehanizma prilagođavanja na nivou Evrozone. U tu svrhu, predlaže se implementacija fiskalnih transfera i evropskih investicionih projekata u deficitnim zemljama, dok unutrašnja trgovina u Evrozoni treba da bude usmerena u pravcu smanjivanja nejednakosti između zemalja.

### 3. NOVIJI PRISTUPI ANALIZI TEKUĆEG RAČUNA

#### 3.1 Dvostruki vs. trostruki deficit tekućeg računa

Kao jedna od najznačajnijih poluga makroekonomske politike svake države, fiskalna politika predstavlja modeliranje poreza i javnih rashoda sa ciljem da se ublaži jaz privrednih ciklusa i doprinese održavanju ekonomije stabilnog nivoa rasta i niske stope nezaposlenosti. Stoga je uticaj budžetskog bilansa na ekonomsku aktivnost predmet posebne rasprave na teorijskoj sceni, budući da je egzistiranje budžetskih manjkova i viškova potpuno izvesna okolnost svake ekonomije. Takođe, limitirana sposobnost tradicionalnih mehanizama monetarne transmisije kao i celokupno pogoršanje makroekonomskog ambijenta usled svetske ekonomske krize i globalne recesije, ukazalo je na ograničenost monetarne politike pri suočavanju sa ogromnim kontrakcijama agregatne tražnje, uz istovremeno apostrofiranje značaja fiskalne politike i javnog sektora.

Baveći se tematikom ravnoteže tekućeg platnog bilansa, uzimajući u obzir relativni značaj i uzajamne odnose deficita tekućeg računa i fiskalnog deficita, predmet mnogih istraživanja je usmeren na identifikovanje mehanizama posredstvom kojih budžetske neravnoteže utiču na promene nivoa uvoza i izvoza (Beetsma, Guiliodori, i Klaassen 2007; Kumhof i Laxton 2009; Abbas i dr. 2011; Constantine 2014). Prethodno je u literaturi poznato kao hipoteza dvostrukog deficita (engl. *twin deficit*) prema kojoj su viši fiskalni deficiti praćeni povećanjem deficita tekućeg računa.

Na osnovu identiteta tekućeg računa:

$$CA = S - I \quad (3.1)$$

$$S > I = X > M \text{ (pozitivni odnosi razmene)} \quad (3.2)$$

$$S < I = X < M \text{ (negativni odnosi razmene),} \quad (3.3)$$

dekompozicija tekućeg računa se može prikazati u obliku:

$$CA = (S_p - I_p) + (S_g - I_g) \text{ odnosno } CA = (S_p - I_p) + (T_g - G_g) \quad (3.4)$$

gde su sa  $S_p$  i  $I_p$  predstavljene privatna štednja i investicije;  $S_g$  i  $I_g$  su oznake za državnu štednju i investicije; dok  $T_g$  i  $G_g$  prikazuju državne poreze i potrošnju. Jasno je da je suficit tekućeg računa određen suficitom privatnog i javnog sektora pri čemu je u uslovima pojave negativnih odnosa razmene ( $M > X$ ) potrebno utvrditi da li je deficit tekućeg računa nastupio kao posledica pada privatne štednje ili rasta investicija i/ili povećanja budžetskog deficita.

Polazeći od relacije 3.4, jedan deo empirijske literature problem dvostrukog deficita proširuje i trećom komponentom koja predstavlja neravnotežu u odnosu domaće štednje prema domaćim investicijama. U pitanju je hipoteza trostrukog deficita (eng. *triple deficit*) koja predstavlja relativno noviji pravac istraživanja postojanja veze između interne i eksterne ravnoteže, odnosno bilansa privatnog i javnog sektora sa jedne, i tekućeg računa, sa druge strane (Szakolczai 2006). Ipak, rezultati sprovedenih istraživanja u odabranim evropskim ekonomijama izražavaju sumnju za potvrđivanje ove hipoteze, u smislu da deficit u odnosu štednje i investicija ne uzrokuje postojanje deficita trgovinske razmene (Coban i Balikcioglu 2016; Şen i Kaya 2016).

### **3.1.1 Teorijski okvir o uslovljenosti tekućeg računa fiskalnim deficitom**

Kada je reč o uticaju fiskalnog deficita na tekući račun u literaturi postoje dva suštinski suprotstavljena gledišta o delotvornosti fiskalne politike, počevši od potpune opravdanosti do praktične neutralnosti:

(1) Prema Mandel-Flemingovom modelu potvrđuje se uslovljenost deficita tekućeg računa fiskalnim deficitom uz argument da budžetski deficit utiče na rast kamatnih stopa što dalje implicira priliv kapitala u zemlju i apresijaciju nacionalne valute koju prati pogoršanje bilansa tekućih transakcija. Prethodno se odnosi na režim fluktuirajućeg deviznog kursa, dok je u uslovima primene fiksnog valutnog aranžmana fiskalna ekspanzija uglavnom praćena istim pravcem delovanja monetarne politike pa povećana ponuda novca uspeva da neutrališe inicijalno povećanje kamatnih stopa. Sa druge strane, rast novčane mase utiče na povećanje cena i pad eksterne konkurentnosti pri čemu se uticaj na uvoz dodatno pojačava usled efekta rasta dohotka (Constantine 2014). Hipoteza dvostrukog deficita podržana je i od strane pristalica kejnzijanske teorije u smislu da povećana budžetska potrošnja uslovljava rast nacionalne apsorpcije

koja utiče na povećanje uvoza i stvaranje deficita trgovinskih tokova (Salvatore 2006; Afonso i Rault 2009). Nasuprot negativnom dejstvu povećanja fiskalnog deficita na deficit tekućeg računa, jedan deo empirijske literature zastupa stav o obrnutom pravcu uticaja, odnosno da se deficit tekućeg računa neminovno odražava na smanjenje stope ekonomskog rasta i pad poreskih prihoda što se u krajnjoj instanci manifestuje u povećanju budžetskog deficita (Summers 1988; Marinheiro 2008; Stiglitz 2010).

(2) Sa druge strane, zagovornici Rikardove hipoteze su na stavu da budžetski deficit ne utiče na tekući račun, odnosno da smanjenje poreza ne izaziva povećanje domaće tražnje posredstvom efekta na povećanje dohotka domaćinstava. Drugim rečima, ekonomski agenti anticipiraju povećanje poreza u budućnosti pa na toj osnovi povećavaju tekuću štednju koja apstrahuje smanjenje državne štednje i redukciju poreskog opterećenja. Polazeći od ovog teorijskog uporišta, proizilazi zaključak da je pad državne štednje pokriven rastom privatne štednje bez uticaja na pogoršanje salda tekućeg bilansa (Barro 1989; Garcia i Ramajo 2004; Vamvoukas i Spilloti 2015). Slično, prema Feldstein-Horioka teoremi, koja potvrđuje empirijsku vezu između domaće štednje i investicija, tekući račun ostaje nepromenjen ukoliko je smanjenje domaće štednje u potpunosti neutralisano padom investicija (Feldstein i Horioka 1980; Constantine 2014).

### **3.1.2 Mehanizmi uticaja budžetskog deficita na tekući račun**

Rast budžetskog deficita bez obzira da li je posledica nižih poreskih opterećenja ili višeg nivoa državne potrošnje, povećava raspoloživi dohodak koji pozitivno utiče na potrošnju i smanjuje privatnu štednju, ostvarujući negativan uticaj na kretanje bilansa tekućeg računa.

S obzirom da tražnja javnog sektora predstavlja veliki deo ukupne domaće tražnje, najdirektniji uticaj fiskalnog deficita na deficit tekućeg platnog bilansa je upravo posredstvom *kanala agregatne tražnje*. Naime, direktan uticaj na agregatnu tražnju se ostvaruje kada usled višeg nivoa državne potrošnje, raste ukupna tražnja, kao i tražnja za uvoznim dobrima, uzrokujući negativne promene trgovinskog bilansa (Abbas i dr. 2011). Sa druge strane, indirektan uticaj na tokove agregatne tražnje nastaje usled

smanjenja poreskog opterećenja, odnosno preko odluka o potrošnji domaćinstava i preduzeća.

Sledeći važan mehanizam uticaja fiskalnog deficita na saldo tekućeg računa odnosi se na promene *kamatne stope* (Kosteletou 2013). S obzirom da je emitovanje državnih obveznica jedan od mogućih izvora finansiranja budžetskih deficita, sa ciljem privlačenja preko potrebnog priliva kapitala, najčešće inostranog, kupovina ovih obveznica se nudi po povoljnijim uslovima, odnosno, višoj kamatnoj stopi. U tim okolnostima, potpuno je izvesno da će viša kamatna stopa uticati na veću tražnju za nacionalnom valutom i uticati na rast njene vrednosti u odnosu na inostranu valutu, odnosno, valuta će apresirati. Budući da apresijacija valute podsticajno deluje na uvoz jasno je da dolazi do negativnih reperkusija na bilans tekućih transakcija. Sličan ishod nastaje i pri odluci pokrivanja negativne razlike između rashoda i prihoda dodatnim zaduživanjem. Naime, usled velikih kapitalnih priliva, dolazi do povećanja količine novca u opticaju dok ukupan output nije u stanju da zadovolji veštački generisanu tražnju, što se opet rešava povećanjem uvoza i, u krajnjoj instanci, pogoršanjem odnosa deficita i suficita bilansa tekućih transakcija.

S obzirom da promena kamatna stope implicitno objašnjava i uticaj fiskalne politike na pogoršanje trgovinskih tokova putem promena *deviznog kursa*, svrsishodno je napomeniti da realna apresijacija može da nastane i u slučaju povećane državne potrošnje nerazmenjivih dobara. Takođe, kao jedan od mogućih generatora neravnoteže tekućeg bilansa je i poznati Balassa-Samuelsonov mehanizam, koji ukazuje da će brži rast produktivnosti rada u sektoru razmenjivih dobara u jednoj zemlji, uticati na apresijaciju njene valute u odnosu na drugu zemlju, u kojoj produktivnost rada raste sporijim intenzitetom.

Sa fokusom na promene *štednje i investicija*, jasno je da pojava fiskalnog deficita uzrokovana neravnotežom između prihodne i rashodne strane budžeta umanjuje ukupnu nacionalnu štednju sa negativnim posledicama na investicionu aktivnost. Sa druge strane, pad investicija kao jednog od najvažnijeg izvora ekonomskog rasta, utiče na smanjenje proizvodne aktivnosti i razvojnih potencijala zemlje. U datim uslovima, stopa rasta GDP-a se smanjuje, a ukupan nivo outputa nije u mogućnosti da podmiri tražnju i zadrži tekuću potrošnju, pa nužno dolazi do povećanja uvoza i spoljnotrgovinske neravnoteže. Sa druge strane, ukoliko se povoljnijim investicionim uslovima privuku



inostrana ulaganja, visoki devizni prilivi destabilizirajuće utiču na devizni kurs i saldo tekućeg računa.

### 3.1.3 Odnos fiskalnog deficita i tekućeg računa u zemljama Evropske unije

Osnivanjem monetarne unije koja pretpostavlja funkcionisanje centralizovane monetarne politike postizanje makroekonomske stabilnosti na nacionalnom nivou ograničeno je domenima fiskalne politike. Prirodno se ukazuje potreba za fiskalnom koordinacijom između zemalja uz naglasak na poštovanje osnovnih kriterijuma koji su definisani Paktom o stabilnosti i rastu: (i) budžetski deficit ne bi smeo da prelazi granicu od 3% GDP-a; (ii) javni dug ne bi trebao da bude veći od 60% GDP-a. Revizijom Pakta u 2005. godini zadržani su definisani kriterijumi, ali je dozvoljena veća fleksibilnost zemljama za njihovo prekoračenje u recesionim uslovima.

Međutim, iskustva evropskih zemalja nedvosmisleno ukazuju na činjenicu da je visina budžetskog deficita i javnog duga prevazilazila kvantitativna ograničenja u jednom delu zemalja tokom poslednje decenije.

**Tabela 3.1** Budžetski deficit u zemljama Evropske unije (u % GDP)

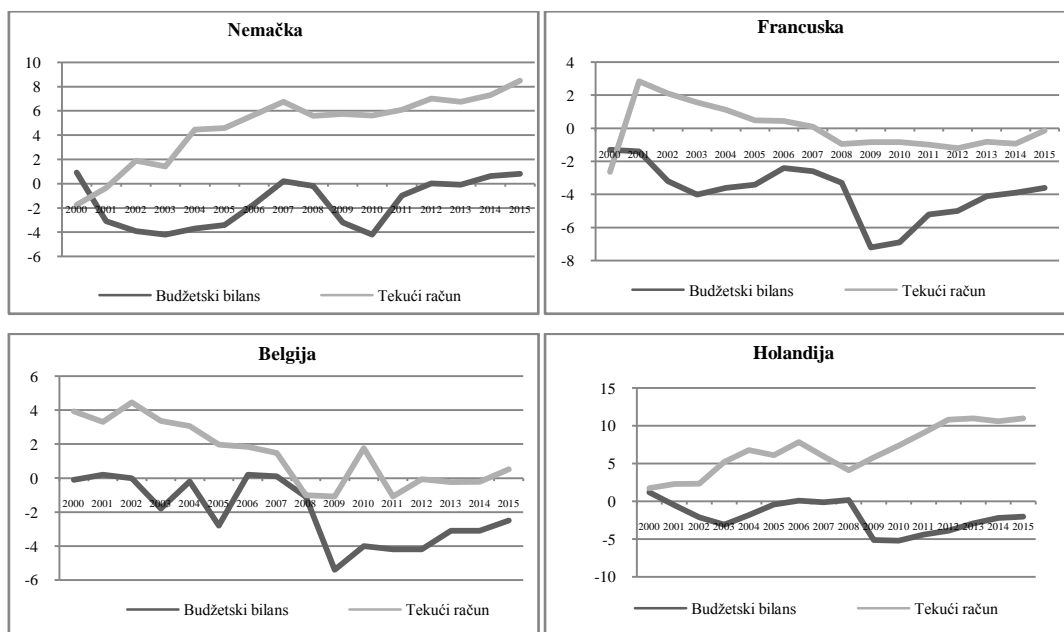
Zemlja	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
<i>Zemlje osnivači i starije članice</i>											
Nemačka	-3,4	-1,7	0,2	-0,2	-3,2	-4,2	-1,0	0,0	-0,1	0,6	0,8
Francuska	-3,4	-2,4	-2,6	-3,3	-7,2	-6,9	-5,2	-5,0	-4,1	-3,9	-3,6
Belgija	-2,8	0,2	0,1	-1,1	-5,4	-4,0	-4,2	-4,2	-3,1	-3,1	-2,5
Holandija	-0,4	0,1	-0,1	0,2	-5,1	-5,2	-4,4	-3,9	-2,9	-2,2	-2,0
Luksemburg	0,1	1,9	4,2	3,3	-0,7	-0,7	0,5	0,3	1,0	1,3	1,3
Danska	5,0	5,0	5,0	3,2	-2,8	-2,7	-2,1	-3,5	-1,2	1,1	-1,5
Velika Britanija	-3,1	-2,8	-2,6	-5,2	-10,1	-9,3	-7,5	-8,1	-5,4	-5,4	-4,2
Austrija	-2,5	-2,5	-1,4	-1,5	-5,3	-4,4	-2,6	-2,2	-2,0	-2,7	-1,6
Finska	2,6	3,9	5,1	4,2	-2,5	-2,6	-1,0	-2,2	-2,6	-3,2	-1,7
Švedska	1,8	2,2	3,4	1,9	-0,7	0,0	-0,2	-1,0	-1,4	-1,6	0,2
<i>Zemlje periferije (PIIGS)</i>											
Portugal	-6,2	-4,3	-3,0	-3,8	-9,8	-11,2	-7,4	-5,7	-4,8	-7,2	-4,4
Irska	1,6	2,8	0,3	-7,0	-13,8	-32,0	-12,8	-8,1	-6,1	-3,6	-1,9
Italija	-4,1	-3,5	-1,5	-2,6	-5,2	-4,2	-3,7	-2,9	-2,9	-3,0	-2,6
Grčka	-6,2	-5,9	-6,7	-10,2	-15,1	-11,2	-10,3	-8,9	-13,2	-3,6	-5,6
Španija	1,2	2,2	1,9	-4,4	-11,0	-9,4	-9,6	-10,5	-7,0	-6,0	-5,3
<i>Zemlje koje su se priključile tokom istorijskog proširenja 2004. godine</i>											
Kipar	-2,2	-1,0	3,2	0,9	-5,4	-4,7	-5,7	-5,6	-5,1	-9,0	-1,3
Češka	-3,0	-2,2	-0,7	-2,0	-5,5	-4,2	-2,7	-3,9	-1,2	-2,1	-0,6
Mađarska	-7,8	-9,3	-5,0	-3,7	-4,5	-4,5	-5,4	-2,4	-2,6	-2,6	-1,9
Poljska	-4,0	-3,6	-1,9	-3,6	-7,3	-7,3	-4,8	-3,8	-4,1	-3,7	2,7
Slovenija	-1,3	-1,2	-0,1	-1,4	-5,8	-5,6	-6,7	-4,0	-14,7	-5,5	-2,8
Slovačka	-2,9	-3,6	-1,9	-2,4	-7,8	-7,5	-4,3	-4,3	-2,7	-2,7	-2,6
Malta	-2,6	-2,5	-2,1	-4,2	-3,2	-2,4	-2,4	-3,5	-2,4	-1,7	-1,0
Estonija	1,1	2,9	2,7	-2,7	-2,2	0,2	1,2	-0,3	-0,2	0,7	0,1
Latvija	-0,4	-0,5	-0,5	-4,2	-9,1	-8,7	-4,3	-1,2	-1,2	-1,5	-1,4
Litvanija	-0,3	-0,3	-0,8	-3,1	-9,1	-6,9	-8,9	-3,1	-2,6	-0,6	-0,3
<i>Zemlje koje su priključile tokom poslednja dva proširenja (2007. i 2013. godine)</i>											

Bugarska	1,0	1,8	1,1	1,6	-4,1	-3,1	-2,0	-0,3	-0,4	-5,4	-1,7
Rumunija	-0,8	-2,1	-2,7	-5,4	-9,1	-6,9	-5,4	-3,7	-2,2	-1,3	-0,7
Hrvatska	-3,9	-3,4	-2,4	-2,8	-6,0	-6,3	-7,9	-5,3	-5,3	-5,1	-3,4

Izvor: Autorski prikaz prema podacima Eurostat (2018b)<sup>11</sup>.

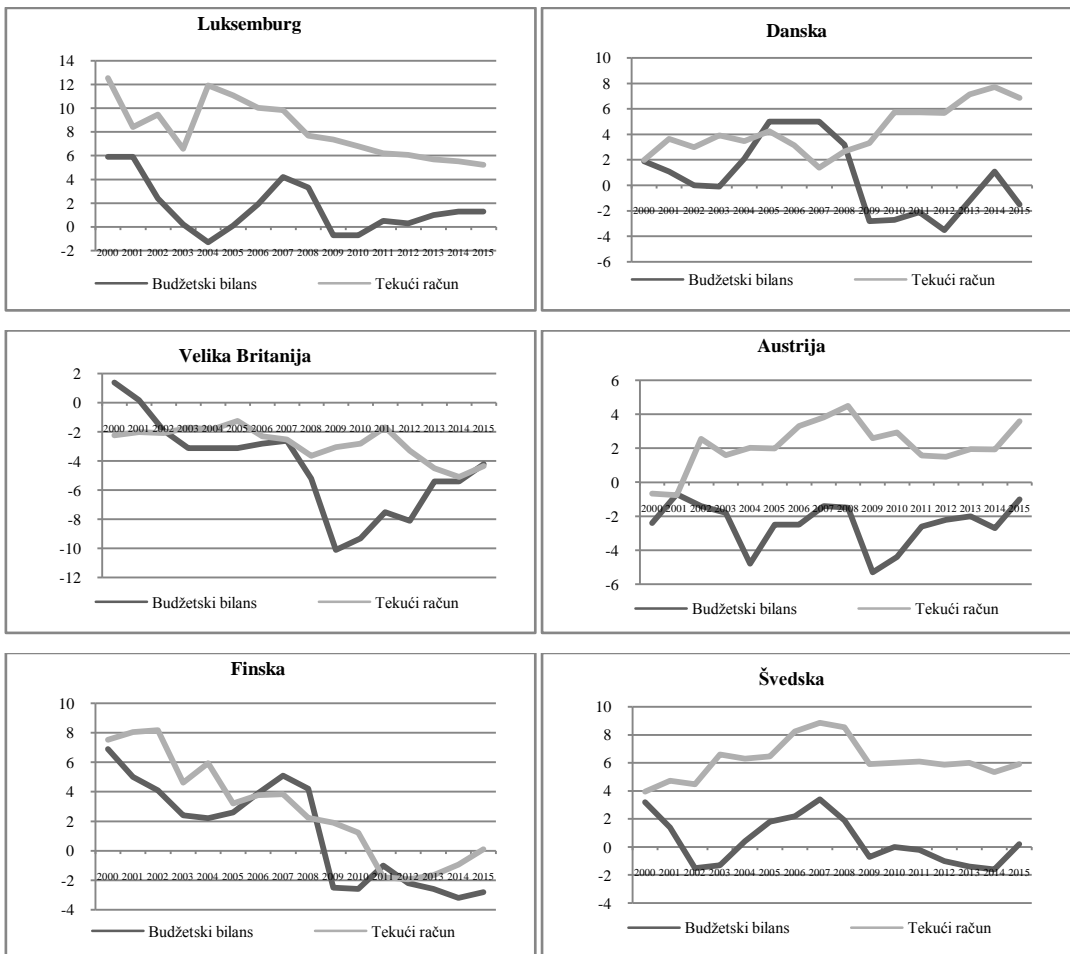
Kada je u pitanju kretanje budžetskog deficita u evropskim zemljama, empirijski podaci ukazuju da su se zemlje u godinama koje prethode izbijanju globalne ekonomske krize uglavnom pridržavale definisanih referentnih vrednosti (Slike 3.1a, 3.1c). Tokom 2009. godine budžetski deficit u velikom broju zemalja počinje da se povećava, dok najviši nivo dostiže u Irskoj u 2010. godini u iznosu od čak 32% GDP-a. Nakon 2010. godine u većini evropskih ekonomija nastupa period stabilizacije javnih finansija koji je praćen tendencijom umerenog smanjenja deficita budžeta. Izuzetak predstavljaju periferne zemlje gde je budžetski deficit i dalje bio neprihvatljivo visok i zadržao dvocifreni nivo i tokom 2011. godine u Irskoj i Grčkoj (Slika 3.1b).

*(a) Zemlje osnivači i starije članice Evropske unije*

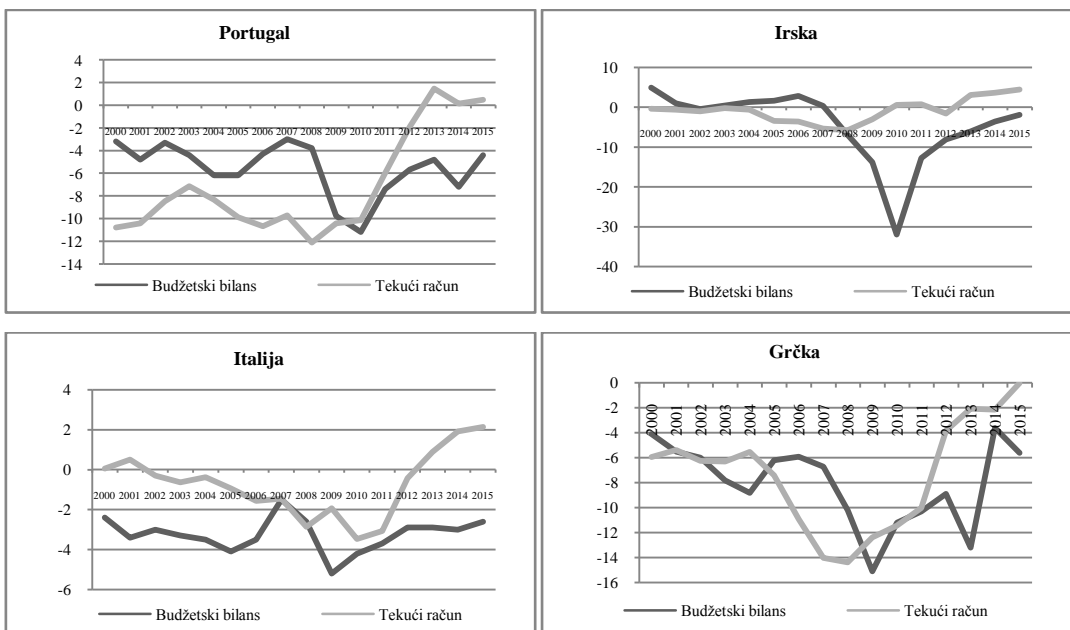


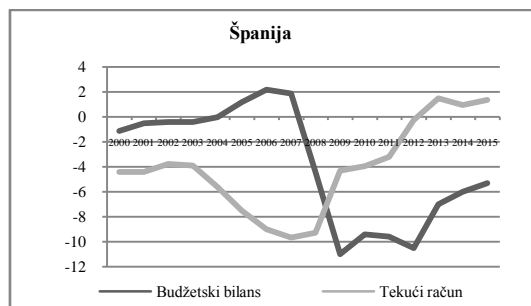
<sup>11</sup> Eurostat. 2018b. General Government Deficit/Surplus.

<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00127&plugin=1>



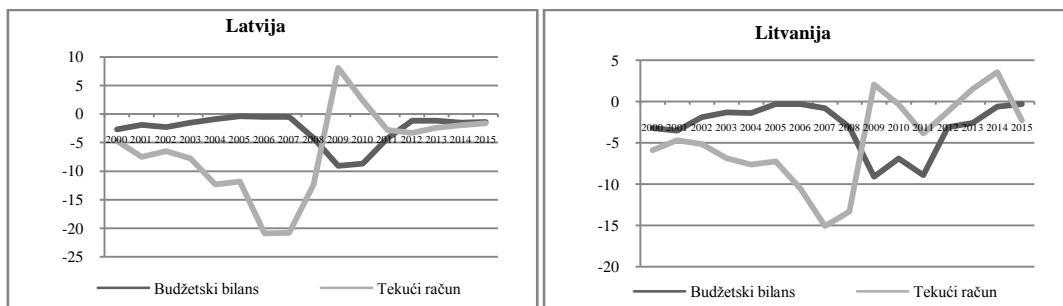
**(b) Zemlje periferije (PIIGS)**



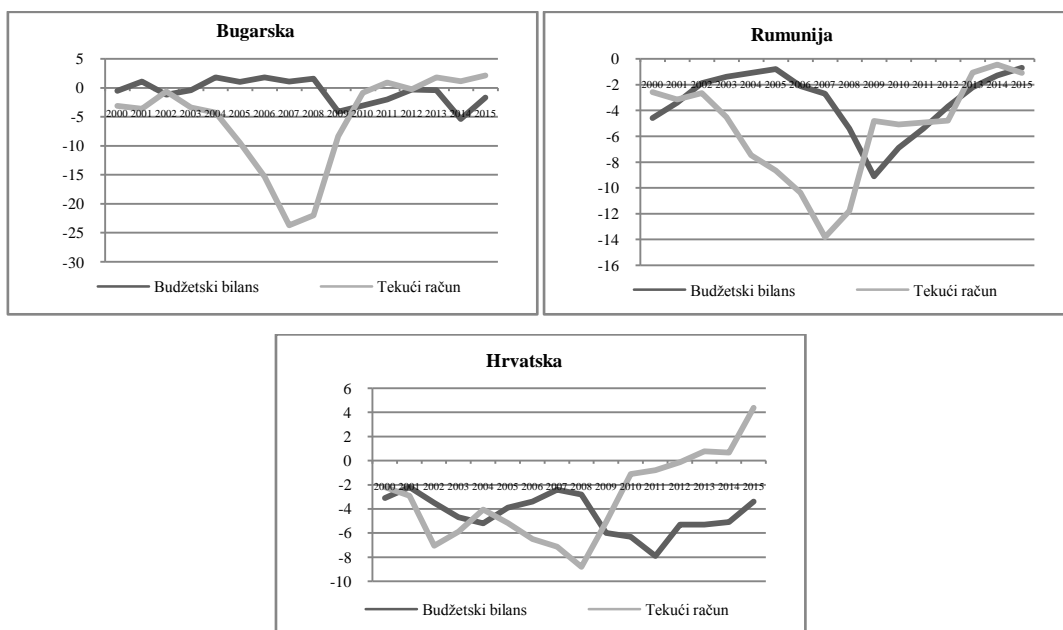


**(c) Zemlje koje su se priključile tokom istorijskog proširenja 2004. godine**





*(d) Zemlje koje su se priključile tokom poslednja dva proširenja (2007. i 2013. godine)*



**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima WB (2018a).

**Slika 3.1** Odnos tekućeg i fiskalnog računa u zemljama Evropske unije (u % GDP)

Predstavljene grafički prikazi ukazuju na izvestan stepen usaglašenog kretanja tekućeg i fiskalnog računa, što je posebno izraženo u deficitnim zemljama gde su periodi povećanja budžetske potrošnje praćeni pogoršanjem tekućeg računa (na primer u Portugalu, Grčkoj, Češkoj, Poljkoj, Rumuniji, Hrvatskoj). U skladu sa očekivanjima, promene nisu istog intenziteta, ali ostaje utisak da su zemlje koje su primenjivale restriktivniju fiskalnu politiku ostvarivale suficite tekućeg računa, za razliku od zemalja kod kojih je kombinacija ekspanzivne monetarne i fiskalne politike rezultirala povećanjem trgovinskog deficita (Schnabl i Wollmershäuser 2013).

### 3.1.4 Pregled empirijskih istraživanja o uticaju fiskalnog deficita na tekući račun

Uprkos činjenici da literatura obiluje mnogobrojnim istraživanjima na području makroekonomskih politika i njihovog odgovarajućeg miksa, nesporno je da se u dosadašnjim razmatranjima analizi monetarne sfere poklanjalo više pažnje u odnosu na fiskalnu. Bez obzira na brojnost i složenost stavova o ulozi i značaju fiskalne politike, odnosno, javne potrošnje i poreskog sistema, ovo osetljivo područje dobija na značaju poslednjih godina, kada se brojnim empirijskim nalazima potvrđuje značaj fiskalne održivosti, odnosno negativni uticaj fiskalnog deficita na celokupno ekonomsko i razvojno okruženje.

Baveći se tematikom uticaja fiskalnog deficita na deficit tekućeg bilansa, rezultati primene dinamičkog modela opšte ravnoteže ukazuju da fiskalni deficit ispoljava izvestan trenutni efekat na tekući bilans, ali da je potreban duži vremenski period kako bi se jasno razgraničile implikacije ove pojave od ostalih faktora koji karakterišu ekonomsku svakodnevicu nacionalnih ekonomija (Kumhof i Laxton 2009). U numeričkom određenju, jednogodno povećanje fiskalnog deficita merenog u odnosu na bruto domaći prouzvod, dovodi do pogoršanja odnosa tekućeg računa za 0,5% u kratkom roku, dok se dugoročno posmatrano neravnoteža uvećava na 0,74-1% u zavisnosti od veličine i otvorenosti same ekonomije. Zadržavajući se na problematici uticaja fiskalne neravnoteže na kretanje tekućih transakcija na uzorku od 176 zemalja tokom 1980-2007. godine, empirijski nalazi upućuju da, posmatrajući u odnosu na GDP, poboljšanje fiskalnog bilansa za 1%, utiče na pozitivnu promenu u kretanju izvoza i uvoza za 0,2-0,3% (Abbas i dr. 2011). Takođe, ističe se i da je veza između fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa znatno izraženija u ekonomijama u nastajanju i onima sa nižim nivoima dohotka, u odnosu na razvijene zemlje.

Testirajući predviđanja različitih teorija o uticaju fiskalne politike i budžetskog deficita na promene transakcija tekućeg bilansa, dokazuje se da rast državne potrošnje i smanjenje štednje, uzrokuju povećanja uvoza usled rasta ukupne tražnje. Istovremeno, sagledavajući efekte emitovanja državnih obveznica i promene poreskih stopa sa ciljem finansiranja, odnosno smanjenja fiskalnih manjkova, rezultati istraživanja ukazuju da emitovanje državnih obveznica ima izraženiji negativni uticaj na tekući račun (Mohammadi 2004). Naime, empirijski je dokazano da povećanje poreskog opterećenja,

sa ciljem finansiranja budžetskih manjkova, utiče na pogoršanje tekućeg računa u iznosu od 0,16-0,29% u odnosu na GDP, dok emitovanje obveznica povećava deficit za 0,45-0,72%.

Analizirajući uslovnu vezu između fiskalnog deficita i ravnoteže računa tekućih transakcija, rezultati sistematskog proučavanja uzroka promena trgovinskog bilansa ukazuju da se, za razliku od inicijalnog efekta na rast GDP-a, jednocentno povećanje javne potrošnje već nakon dve godine manifestuje u pogoršanju odnosa između uvoza i izvoza, proizvodeći deficit od 0,8%. Sa druge strane, budžetska neravnoteža se povećava za 0,7%. Dobijeni nalazi su bazirani na uzorku od četrnaest zemalja članica Evropske unije u periodu 1970-2004. godine, pri čemu je nivo tekućeg računa u odnosu na GDP tretiran kao zajednička veličina, dok su uvoz i izvoz posmatrani kao posebne varijable VAR modela (Beetsma, Guiliodori, i Klaassen 2007). Usmeravajući se na analizu vremenske uslovljenosti fiskalnog i tekućeg deficita, empirijski rezultati ukazuju da povećanje državne potrošnje za 1% u odnosu na GDP, ne utiče automatski na pogoršanje tekućeg bilansa, odnosno uočava se delovanje sa vremenskim pomakom, s obzirom da do povećanja deficita od 0,5% dolazi nakon tri godine (Monacelli i Perotti 2007). Takođe, empirijskom analizom je potvrđeno da je uticaj fiskalnih promena na tekući račun na dugi rok znatno izraženiji u ekonomijama u kojima je međunarodna razmena beleži veće učešće u GDP-u (Corsetti i Müller 2006).

U skladu sa rezultatima analize odnosa fiskalnog deficita i tekućeg računa u malim otvorenim privredama, promovise se stav da fiskalna ekspanzija može da utiče na gubitak konkurentnosti usled povećanih troškova privređivanja koji nastaju kao posledica finansiranja budžetskih manjkova, dok cene na svetskom tržištu ostaju nepromenjene. Pod tim okolnostima, ekspanzivna fiskalna politika indukuje deficit bilansa tekućih transakcija (Müller 2008). Rezultati istraživanja usmerenog na sagledavanje uticaja državne potrošnje na kretanje deviznog kursa i trgovinske tokove, ukazuju da sektorska kompozicija potrošnje, politika finansiranja, visina ulaganja u određene proizvodne oblasti i relativna produktivnost javne infrastrukture, u osnovi određuju krajnji efekat viših državnih izdataka na apresijaciju, odnosno depresijaciju valute i posledično, kretanje uvoza i izvoza (Chatterjee i Mursagulov 2012). Proučavajući uticaj različitih nivoa državne potrošnje na sektorsku strukturu proizvodnje, rezultati istraživanja upućuju na zaključak da fiskalni šokovi u većoj meri

utiču na sektor nerazmenjivih, u odnosu na razmenjiva dobra. U datim okolnostima, kao najznačajniji efekti ističu se povećanje nivoa uvoza i smanjenje izvoza, sa poznatim negativnim implikacijama na račun tekućih transakcija (Benetrix i Lane 2009).

Hipoteza dvostrukog deficita potvrđena je i na uzorku koji obuhvata odabrane zemlje EU (Grčka, Španija, Portugal, Italija, Francuska, Kipar i Slovenija) tokom perioda 1991-2010. godine (Kosteletou 2013). Naime, pokazano je da ekspanzivna fiskalna politika pogoršava bilans robnih tokova kao i da implementirana opcija fiskalne politika u suficitnim zemljama (prvenstveno Nemačkoj) ima uticaj na tekuće račune posmatranih zemalja, odnosno da je fiskalna koordinacija između evropskih zemalja izuzetno važna za smanjenje trgovinskih neravnoteža. Sa druge strane, na osnovu istraživanja kojim su obuhvaćene sve članice EU tokom 1995-2008. godine izveden je suprotan zaključak u smislu da postoji visok stepen supstitucije između privatne i javne štednje i da postoji relativno niska korelacija između fiskalnog bilansa i eksterne neravnoteže (Aristovnik i Djurić 2010).

Nasuprot prethodnim zaključcima, rezultati proučavanja uslovljenosti tekućeg i fiskalnog bilansa na uzorku od sedam zemalja Evrozone ukazuju da razlike u izvoznim performansama pojedinačnih ekonomija ne mogu da rezultiraju uravnoteženom trgovinskim odnosima i da se veza uspostavlja na relaciji da deficit robne razmene inicira porast budžetske neravnoteže. Dakle, pormoviše se pristup da je saldo tekućeg računa rezultat razmene dobara i usluga između zemalja, a ne posledica neodgovornog vođenja fiskalne politike. Drugim rečima, fiskalna srednja nema sposobnost da reši problem strukturnog deficita tekućeg računa (Constantine 2014).

Sa druge strane, rezultati komparativne analize ključnih determinanti tekućeg računa ukazuju da je uticaj fiskalnog deficita na njegovo kretanje statistički značajnije u ekonomijama u razvoju u odnosu na razvijene zemlje (Medina, Jordi, i Alun 2010). Slični nalazi su dobijeni i proučavanjem tendencije kretanja spoljnotrgovinskih odnosa u tranzicionim zemljama, gde rezultati ukazuju na značajan uticaj fiskalnog deficita, stranih direktnih investicija i deviznog kursa na bilans tekućeg računa (Zanghieri 2004). Testirajući uticaj različitih faktora na kretanje tekućeg računa u tranzicionim zemljama, rezultati istraživanja ukazuju da povećanje fiskalnog deficita za 1% utiče na povećanje deficita tekućeg računa za 0,3-0,4% (Aristovnik 2006).



### 3.2 Preokreti tekućeg računa

Preokreti tekućeg računa se definišu kao vremenski periodi od tri ili manje godina u kojima tekući račun značajno smanjuje nivo deficita odnosno prelazi iz stanja deficita u stanje suficita. Za razliku od zemalja koje primaju visoke iznose transfera, preokreti tekućeg računa su češća pojava u zemljama koja imaju problem perzistentnog trgovinskog deficita.

Kriterijumi koji pretpostavljaju postojanje preokreta tekućeg računa se mogu podeliti u dve grupe. Prvi uslov, koji je manje restriktivan, podrazumeva smanjenje deficita tekućeg računa u odnosu na GDP za najmanje 3% u godini nastanka preokreta (Edwards 2001; Melecky 2005). Druga grupa uslova nastoji da odvoji kratkoročne fluktuacije robnih tokova od promena tekućeg računa koje su prisutne i u godinama nakon nastupanja preokreta (Freund 2000; Debelle i Galati 2005; Freund i Warnock 2007; De Haan, Schokker, i Tcherneva 2008).

Na toj osnovi, postojanje preokreta tekućeg računa podrazumeva zadovoljenje sledećih kriterijuma:

- (1) *deficit tekućeg računa u odnosu na GDP prevazilazi nivo od 2% pre nastupanja preokreta tekućeg računa;*
- (2) *prosečan nivo deficita u odnosu na GDP je smanjen za najmanje 2 procentna poena tokom tri uzastopne godine nakon godine nastupanja preokreta;*
- (3) *prosečan nivo deficita tekućeg računa u odnosu na GDP pet godina nakon preokreta nije veći od vrednosti deficita u godini nastanka preokreta;*
- (4) *deficit tekućeg računa u odnosu na GDP je smanjen za najmanje jednu trećinu u naredne tri godine;*
- (5) *nije postojao drugi preokret tekućeg računa tokom prethodne tri godine u odnosu na godinu preokreta.*

Budući da preokret tekućeg računa podrazumeva značajnije smanjenje deficita tekućeg računa, prvi uslov podrazumeva zadovoljavanje polazne pretpostavke o postojanju preokreta. Naredna tri kriterijuma osiguravaju postojanje preokreta odnosno perioda značajnijeg poboljšanja pozicije tekućeg računa. Poslednji kriterijum odnosi se na nepostojanje uzastopnih preokreta u trgovinskim tokovima što je značajno kako sa

aspekata razmatranja faktora koji su prethodili preokretu, tako i sa aspekta njegovog uticaja na ključne ekonomske indikatore.

Iz definisanog određenja preokreta tekućeg računa proizilazi da je logična pretpostavka postojanje deficita i to u smislu da viši nivoi deficita povećavaju verovatnoću nastanka preokreta trgovinskih tokova (Freund 2000; Edwards 2004a, b). Imajući u vidu uticaj deficita tekućeg računa na stopu ekonomskog rasta, proizilazi da stopa rasta GDP-a opada u godinama pre nastupanja preokreta što dalje implicira postojanje pozitivnog output gega. Polazeći od poznate uslovljenosti promena deviznog kursa i tekućeg računa, jasno je da realni devizni kurs apesira u godinama pre nastanka preokreta, dok se u godini pre pojave preokreta započinje blagi trend depresijacije (De Haan, Schokker, i Tcherneva 2008). Prethodno je u literaturi poznato kao efekat J-krive, odnosno, efekti depresijacije nemaju automatski uticaj na tekući račun i potrebno je vreme kako bi se promena deviznog kursa odrazila na poboljšanje salda tekućeg računa. Kada je reč o fiskalnom bilansu, iskustvo većine zemalja ukazuje da se budžetski deficit povećava u godinama pre nastanka preokreta tekućeg računa. Ukoliko se pođe od relacije tekućeg računa kao razlike između ukupne nacionalne štednje i ukupnih privatnih investicija, deficit tekućeg računa uglavnom nastaje kao posledica pada štednje. Budući da se jedan deo štednje odnosi i na potrošnju domaćinstva, može se zaključiti da se potrošnja povećava pre nastanka preokreta. Sa druge strane, deficit tekućeg računa koji je uzorkovan rastom privatne i državne potrošnje zahteva daleko ozbiljniji i teži proces prilagođavanja trgovinskih tokova u odnosu na situaciju kada dolazi do povećanja investicija (Freund i Warnock 2007).

### **3.2.1 Preokret tekućeg računa sa aspekta solventnosti**

Preokret tekućeg računa može se posmatrati i kao promena tekućeg računa koja je neophodna kako bi se obezbedila solventnost zemlje u uslovima kada su eksterni izvori finansiranja ograničeni (Milesi-Ferretti i Razin 1998).

Ukoliko se pođe od pretpostavke da je uravnotežen odnos spoljne zaduženosti zemlje u odnosu na GDP dovoljan uslov za postizanje solventnosti, preokret tekućeg računa se može prikazati na sledeći način:

$$ca^* - ca = (ir^* - growth^* - rer^*)d - ca = [(ir^* - ir) - growth^* - rer_{apr}^*]d - (s - i) \quad (3.5)$$

pri čemu su  $ir$  i  $ir^*$  oznaka za nivo kamatne stope na spoljni dug pre i nakon preokreta tekućeg računa;  $growth^*$  i  $rer^*$  predstavljaju stopu rasta zemlje i promenu realnog deviznog kursa nakon preokreta;  $d$  je odnos spoljne zaduženosti zemlje u odnosu na GDP; dok se  $s$  i  $i$  odnose na nivo domaće štednje i investicija u odnosu na GDP.

Sa ciljem postizanja determinisane solventnosti, jasno je da se potreba za preokretom tekućeg računa povećava u uslovima veće inicijalne trgovinske neravnoteže. Takođe, ukoliko realna kamatna stopa prevazilazi stopu ekonomskog rasta stabilizacija eksternog duga zahteva suficit robnih tokova. Drugim rečima, bilo koja pojava koja implicira promenu kamatne stope i stope ekonomskog rasta direktno uslovljava pojavu preokreta tekućeg računa. Na toj osnovi, veličina potrebnog preokreta tekućeg računa povećava se u uslovima višeg nivoa spoljne zaduženosti, rasta kamatne stope i smanjenja stope ekonomskog rasta.

### 3.2.2 Pregled empirijskih istraživanja o postojanju preokreta tekućeg računa

Rezultati empirijskih istraživanja ukazuju na oprečne stavove kada je reč o uticaju preokreta tekućeg računa na ekonomski rast. Naime, preokret tekućeg računa koji se odnosi na značajno poboljšanje pozicije tekućeg računa uglavnom se pokazao kao remetilački faktor ekonomskog rasta kod zemalja u razvoju i zemalja sa tržištem u nastajanju (De Mello, Padoan, i Rousova 2011). Prethodno se objašnjava činjenicom da je izraženo smanjenje deficita tekućeg računa često praćeno naglim prekidima u tokovima kapitala i izraženim depresijacijama deviznog kursa što povećava mogućnost izbijanja bankarske krize.

Analizirajući uticaj promena tekućeg računa na stopu ekonomskog rasta na uzorku od 105 zemalja sa niskim i srednjim nivoom dohotka, potvrđena je teorijska pretpostavka da se preokreti tekućeg računa češće pojavljuju u zemljama koje imaju problem perzistentnog deficita robnih transakcija (Milessi-Ferretti i Razin 1998). Empirijski je potkrepljeno da preokreti tekućeg računa nisu nužno povezani sa smanjenjem stope rasta, odnosno, prosečan nivo rasta može da ostane isti pre i nakon preokreta. Slični nalazi dobijeni su i u radu Adalet i Eichengreen (2007) gde je

ustanovljeno da do preokreta tekućeg računa uglavnom dolazi u zemljama sa visokim nivoom deficita tekućeg računa i budžetskog deficita kao i u zemljama koje su više trgovinski otvorene. Proučavajući uticaj preokreta tekućeg računa tokom četiri različita perioda (period zlatnog standarda, 1880-1914; međuratni period, 1919-1939; period Bretonvudskog monetarnog sistema, 1945-1970; i post-Bretonvudsku eru, 1972-1997), izvodi se zaključak da su preokreti tekućeg računa bili blažeg intenziteta i manje frekventni u vreme važenja zlatnog standarda i tokom Bretonvudskog sistema. Takođe, efekat promena tekućeg računa na ekonomski rast uglavnom se pokazao kao kratkoročan i uslovljen stepenom inicijalne trgovinske neravnoteže, promenama deviznog kursa i globalnim makroekonomskim uslovima.

Bazirajući se na direktan uticaj preokreta tekućeg računa na ekonomski rast u zemljama centralne i istočne Evrope u periodu 1923-2000. godine, sumirani nalazi ukazuju da ekonomski rast opada za 1,10 procentnih poena nakon nastupanja preokreta, dok je analiza dinamike prilagođavanja pokazala da posledice promene tekućeg računa iščezavaju nakon 3,3 godine kada se tekuća stopa ekonomskog rasta vraća na ravnotežni nivo (Komarek, Komarkova, i Melecky 2005).

Sa druge strane, na uzorku od 18 razvijenih industrijskih zemalja (članice OECD-a) tokom perioda 1980-2003. godine ustanovljeno je postojanje 26 epizoda preokreta tekućeg računa, a rezultati su pokazali da je efekat preokreta tekućeg računa na ekonomski rast dosta izraženiji u odnosu na uticaj na rast dohotka, iz razloga što visok deficit tekućeg računa prevashodno uzrokuje ozbiljnije opadanje GDP-a što dalje implicira i viši stepen prilagođavanja (Freund i Warnock 2007). Potvrđena je negativna korelacija između stepena prilagođavanja posredstvom promene deviznog kursa i smanjenja rasta GDP-a u smislu da u uslovima kada su promene deviznog kursa ograničene saldo tekućeg računa se dodatno pogoršava sa izraženijim negativnim uticajem na GDP. Drugim rečima, postojanje fleksibilnog deviznog režima ostavlja prostor zemljama da koriste ovaj mehanizam prilagođavanja tekućeg računa i time direktno utiču na smanjenje trgovinske neravnoteže.

Uticaj preokreta tekućeg računa na ekonomski rast analiziran je i na uzorku od 157 zemalja različitog nivoa razvijenosti u periodu 1970-2001. godine, gde je sveobuhvatnom analizom dokazano da visoki nivoi trgovinskog deficita iz prethodnog perioda povećavaju verovatnoću nastanka preokreta tekućeg računa, kao i da viši stepen

mobilnosti kapitala nije nužno povezan sa pojavom preokreta tekućeg računa, ali da su zemlje sa višim stepenom slobode kapitalnih kretanja suočene sa izraženijim padom ekonomskog rasta nakon nastupanja preokreta tekućeg računa (Edwards 2004a, 2007). Dodatno, naglašeno je da je smanjenje stope ekonomskog rasta manje kod zemalja koje su više trgovinski otvorene i da se zemlje sa fleksibilnim režimom deviznog kursa lakše i brže prilagođavaju na promene tekućeg računa u odnosu na zemlje sa rigidnim aranžmanom. Posebno se ističe i da monetarne vlasti u uslovima iznenadnog prekida priliva kapitala adekvatnom upotrebom međunarodnih rezervi mogu čak da izbegnu pojavu preokreta tekućeg računa.

Proučavajući promene trgovinskog bilansa na uzorku od 22 industrijske zemlje tokom perioda 1970-2007. godine, empirijski nalazi potvrđuju postojanje 43 epizode preokreta tekućeg računa pri čemu se faktori koji dominantno utiču na pojavu preokreta razlikuju u zavisnosti od primenjivanog režima deviznog kursa (Pancaro 2013). Pokazano je da viši nivoi deficita tekućeg računa i veći gep GDP-a povećavaju verovatnoću nastanka preokreta nezavisno od vrste valutnog aranžmana. Sa druge strane, niži nivo deviznih rezervi, veći rast domaćih kredita i manji stepen otvorenosti ekonomije doprinose pojavi preokreta u okviru manje fleksibilnih deviznih režima, dok promene realnog deviznog kursa, konkretno depresijacija deviznog kursa, utiču na nastajanje preokreta u okviru fleksibilne valutne politike.

### **3.3 Iznenadni prekidi priliva kapitala**

Iznenadni prekid priliva kapitala (engl. *sudden stop*) odnosi se na oštre i značajne redukcije dotoka kapitala u zemlju koja je prevažodno primala visoke iznose inostranog kapitala. Kriterijum koji pretpostavlja pojavu prekida kapitalnog priliva podrazumeva da su se neto prilivi kapitala smanjili za najmanje 5% u odnosu na GDP u jednoj godini (Edwards 2004b).

Liberalizacija kapitalnih tokova je svakako jedan od glavnih razloga značajne akumulacije kapitala u zemlje sa tržištem u nastajanju od strane razvijenih zemalja. Međutim, u uslovima visoke kapitalne mobilnosti iznenadni prekidi priliva kapitala

moгу da utiču na pojavu preokreta tekućih računa koje prati prilično težak proces prilagođavanja (Svrtinov, Gorgieva-Trajkovska, i Temjanovski 2015).

Iskustva iz prošlosti ukazuju da prekomerna mobilnost kapitala izaziva makroekonomsku nestabilnost i finansijsku osetljivost posebno u ekonomijama sa tržištem u nastajanju, pa je uvođenje određenih mera kontrole kretanja kapitala bilo jedno od važnih pitanja pređašnjih kriza (Meksiko 1994; Istočna Azija 1997; Rusija 1998; Brazil 1999; Turska 2001; Argentina 2002). Pristalice uvođenja kontrole kapitalnih tokova smatraju da na taj način zemlja postaje manje osetljiva na eksterne šokove i finansijske krize, odnosno da u slučaju valutne krize, nižim kamatnim stopama i efikasnom politikom pro-rasta može brže da povрати makroekonomsku stabilnost (Edwards 2007). Takođe, preveliki prilivi kapitala mogu da budu i indikator da zemlja ulazi u fazu neodrživog deficita tekućeg računa i eventualno ograničavanje kapitalne mobilnosti može da umanjí verovatnoću nastanka iznenadnog prekida i preokreta tekućeg računa.

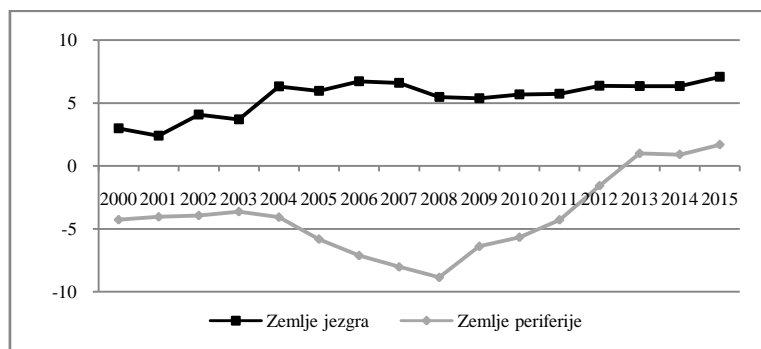
Postoji nekoliko mehanizama posredstvom kojih iznenadni prekidi kapitalnih tokova mogu da doprinesu pojavi valutne ili krize bilansa plaćanja i dovedu do značajnog pada outputa: *prvi*, smanjenje kapitalnih priliva utiče na redukciju agregatne tražnje što dalje implicira smanjenje outputa nacionalne ekonomije; *drugi*, iznenadni prekidi pogađaju finansijski sektor, gomilaju državni dug i dovode do kontrakcije ekonomskih aktivnosti; *treći*, negativni šokovi u jednom sektoru ekonomije prelivaju se i na druge što navodi banke da budu mnogo obazrivije i smanje iznose pozajmica, odnosno, pojavljuje se efekat nestajanja kredita (engl. *vanishing credit effect*) (Calvo 2000).

Iz analitičke perspektive, vrlo je verovatno da su neočekivani prekidi priliva kapitala i prekreći tekućeg računa povezane pojave, ali promene u međunarodnim rezervama čine prilično realnom mogućnost da promena tekućeg računa ne mora nužno da nastane kada i promena u kretanju kapitala (Svrtinov, Gorgieva-Trajkovska, i Temjanovski 2015). U tom smislu, poredeći uticaj kapitalne i trgovinske otvorenosti na mogućnost nastanka preokreta tekućeg računa, empirijski je pokazano da viši stepen mobilnosti kapitala ne povećava nužno verovatnoću nastanka preokreta, za razliku od zemalja koje su suočene sa prekomernim deficitom tekućeg računa i visokim inostranim dugom (Edwards 2007). Takođe, potvrđeno je da zemlja može da izbegne značajno

opadanje ekonomskog rasta ukoliko primenom međunarodnih rezervi uspe da izbegne posledice iznenadnog prekida priliva kapitala na preokret tekućeg računa. Ipak, samo nastajanje neočekivanog prekida priliva kapitala čini preokret tekućeg računa više verovatnim sa negativnim posledicama na stopu rasta GDP-a.

### 3.3.1 Promene kapitalnih tokova u perifernim zemljama Evrope

Polazeći sa aspekta eksterne neravnoteže, deficit tekućeg računa podrazumeva da zemlja ostvaruje priliv međunarodnog kapitala od strane suficitnih zemalja koje predstavljaju neto kreditore. Slika 3.2 jasno pokazuje da su periferne zemlje ostvarivale hroničan deficit robnih tokova sve do sredine 2013. godine, dok su zemlje jezgra imale pozitivne odnose izvoza i uvoza tokom čitavog posmatranog perioda. Takođe, perzistentan deficit tekućeg računa koji podiže nivo zaduženosti zemlje povećava verovatnoću nastanka prekida priliva kapitala budući da utiče na gubitak poverenja inostranih investitora da će zemlja biti u prilici da uredno izvršava dospele finansijske obaveze. U krajnjoj instanci dolazi do prekida pristupa zemlje međunarodnom tržištu kapitala, odnosno do obustavljanja inostranog finansiranja.

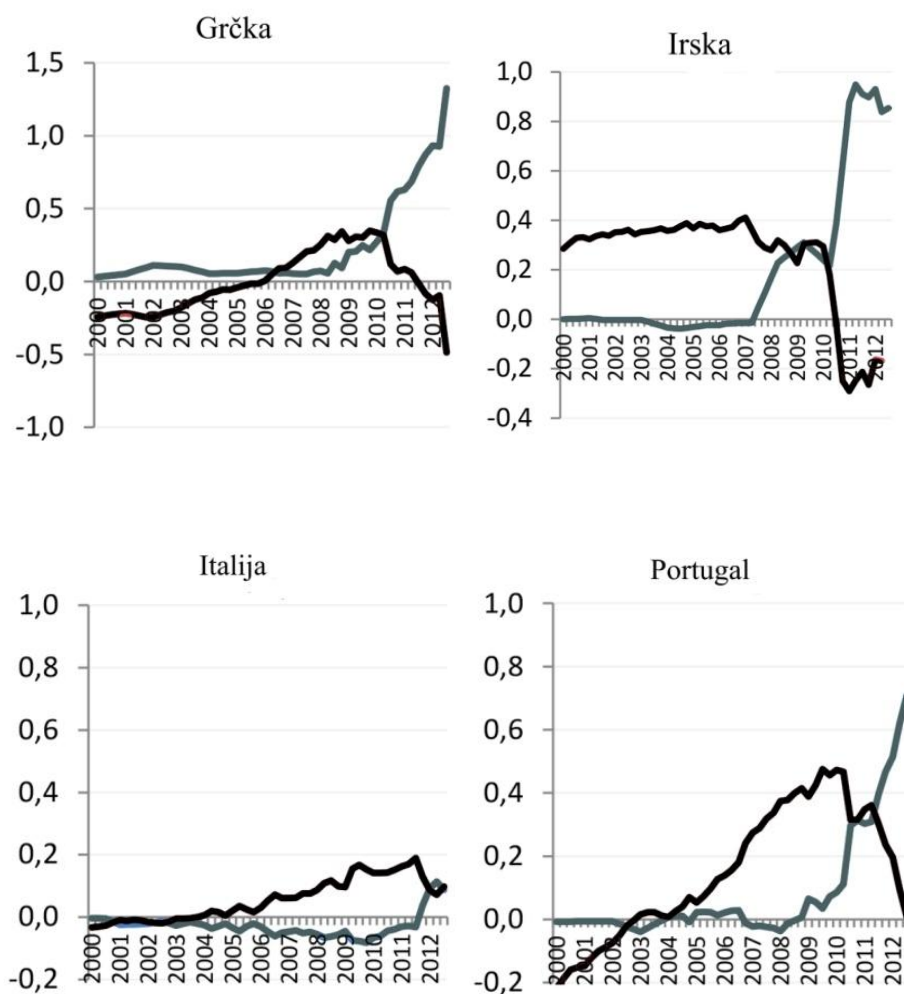


Izvor: Autorski prikaz prema podacima WB (2018a).

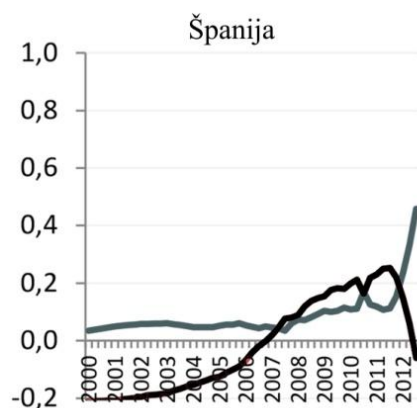
**Slika 3.2** Tekući račun u zemljama jezgra i periferije Evrozone (% GDP)

Ubrzo nakon formiranja valutne unije i eliminisanjem rizika promene deviznog kursa periferne zemlje su primile značajne iznose kapitala od strane zemalja jezgra. Drugim rečima, uvođenje evra doprinelo je oslobađanju kapitalnih tokova pri čemu su zemlja bogate kapitalom u kojima je bila niska stopa prinosa na investicije ulagale kapital u zemlje kojima je isti nedostajao i koje su nudile znatno više stope povrata.

Visokim prilivima privatnog kapitala u periferne zemlje značajno su doprinela optimistična očekivanja u vezi sa budućim stopama rasta u okruženju koje je karakterisala kreditna ekspanzija i niske kamatne stope. U isto vreme, činilo se da visoki kapitalni prilivi doprinose ekonomskom rastu zemalja periferije, pa je nastupio period značajnog povećanja domaće apsorpcije koji je pratio rast cena i zarada u odnosu na zemlje jezgra, što se, razume se, odrazilo na eksternu konkurentnost ovih grupacija zemalja.







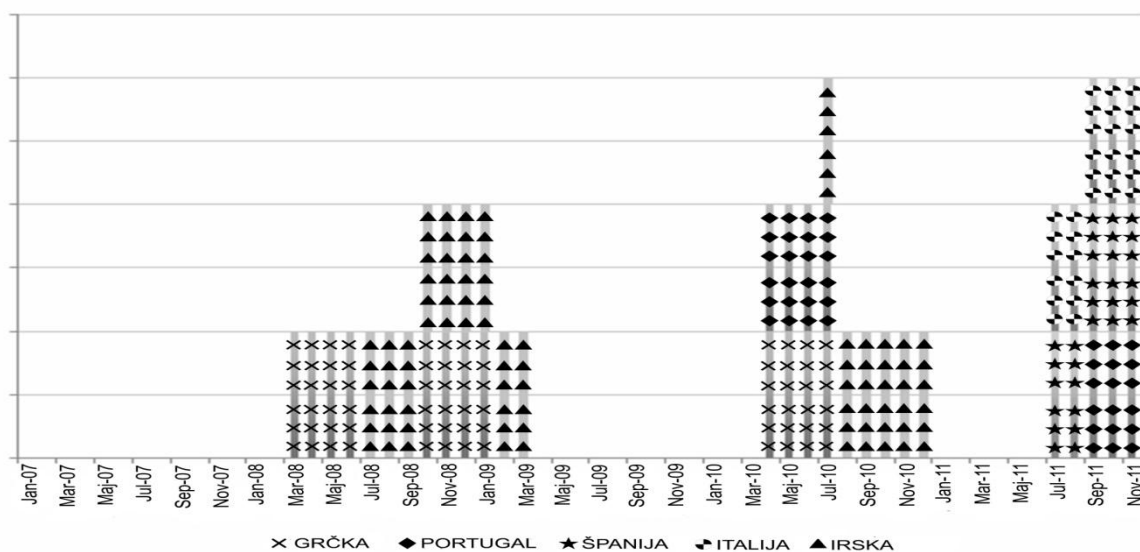
**Napomena:** Crna linija predstavlja tokove privatnog kapitala, siva linija se odnosi na državne kapitalne tokove.

**Izvor:** Gros i Alcidi (2013).

**Slika 3.3** Privatni i javni tokovi kapitala u perifernim zemljama (u % GDP)

Slika 3.3 jasno pokazuje da su zemlje periferije ostvarivale prilive kapitala sve do početka nastupanja globalne recesije uzrokovane svetskom ekonomskom krizom. U Irskoj je tokom 2007. godine došlo do prvog većeg odliva kapitala koji je dostigao nivo od 70% GDP. Grčka je pretrpela dva perioda obustave kapitalnog priliva: prvi, koji je iznosio do 40% GDP krajem 2010. godine; drugi, u prvoj polovini 2012. godine u iznosu od 70% GDP. Premda su bili slabijeg intenziteta, prekidi dotoka kapitala u Portugalu i Španiji su takođe nastupili tokom 2010. i 2012. godine. Sa druge strane, Italija nije beležila drastične promene kapitalnih tokova tokom posmatranog perioda.

Empirijski posmatrano, i u skladu sa predstavljanim promenama kapitalnih tokova, u perifernim zemljama se od perioda uvođenja jedinstvene valute mogu identifikovati tri epizode iznenadnog prekida inostranog finansiranja: prva, koja je nastupila krajem 2008. i početkom 2009. godine i vezuje se za negativne reperkusije finansijske krize, povećanje averzije prema riziku i gubitak poverenja u kreditne potencijale zemalja periferije; druga, koja je evidentirana sredinom 2010. godine i odnosi se na program stabilizacije grčke ekonomije i pružanje paketa pomoći od strane evropske zajednice; treća, koja se dogodila krajem 2011. i početkom 2012. godine kada je dotok kapitala obustavljen u sve zemlje periferije izuzev Irske (Merler i Pisani-Ferry 2012).



Izvor: Merler i Pisani-Ferry (2012); Svrčinov i dr. (2014).

**Slika 3.4** Identifikovane epizode iznenadnog prekida priliva kapitala u zemljama periferije

Prezentovani podaci potvrđuju činjenicu da su nakon eskaliranja globalne finansijske krize međunarodne banke i investitori počeli da povlače kapital iz perifernih ekonomija. To je ugrozilo nacionalne ekonomije jer su se našle pred velikim problemom servisiranja državnog duga, dok je jedinstvena valuta onemogućila monetarnim vlastima da korekcijom deviznog kursa delimično ublaže neravnotežu bilansa plaćanja (Merler i Pisani-Ferry 2012). Imajući u vidu nepovoljne razvojne trendove, finansijska tržišta su izgubila poverenje u kreditne sposobnosti perifernih zemalja, došlo je do povećanja kamatnih stopa na državne obveznice (Tabela 2.1) i nacionalne vlade su bile prisiljene da potraže pomoć od vodećih evropskih institucija. Dakle, ispostavlja se logičnim zaključak da osobenosti valutne unije dodatno povećavaju ranjivost zemalja u slučaju iznenadnog prekida dotoka kapitala budući da harmonizovana monetarna politika i nemogućnost korekcije deviznog kursa značajno otežavaju prilagođavanje na eksterne šokove (Schmidt i Zwick 2015). Takođe, ispostavlja se da su iznenadni prekidi kapitalnih priliva u perifernim zemljama delovali kao indirektan mehanizam posredstvom kojeg su se globalne finansijske turbulencije odrazile na dužničku krizu.

## **DRUGI DEO: METODOLOŠKI OKVIR I EMPIRIJSKI REZULTATI**

### **4. IZBOR OPTIMALNOG MODELA PANELA I NAČINI OCENJIVANJA**

#### **4.1 Pregled osnovnih specifikacija panela**

Podaci panela predstavljaju kombinaciju vremenskih serija i podataka preseka, odnosno omogućavaju praćenje istih jedinica posmatranja u sukcesivnim vremenskim periodima. Na taj način, podaci panela na svojevrsan način objedinjuju prostornu i vremensku dimenziju podataka.

Prednosti korišćenja panel podataka u ekonomskim istraživanjima prevashodno se ogledaju u: (1) povećanju efikasnosti dobijenih ocena usled povećane raspoloživosti podatka, veće varijabilnosti, povećanja broja stepeni slobode i smanjenja multikolinearnosti; (2) kontrolisanju individualne heterogenosti i uključivanje u model varijacija po jedinicama posmatranja i kroz vreme; (3) efikasnijoj analizi dinamičkih odnosa na makro i mikro nivou; (4) identifikaciji i merenju efekata koji se ne mogu lako uočiti pri analizi samo vremenskih serija ili uporednih podataka i na toj osnovi pružanje korisnih informacija kreatorima ekonomske politike; (5) mogućnosti formiranja i testiranja značajno složenijih modela; (6) kontroli uticaja izostavljenih varijabli koje su korelisane sa objašnjavajućim promenljivim; (7) smanjenju problema agregiranja podatka; (8) olakšanom testiranju nestacionarnosti koje se zasniva na upotrebi testova jediničnog korena koji imaju standardnu asimptotsku distribuciju; (9) generisanju preciznijih prognoza za pojedinačne rezultate i pojednostavljenom statističkom zaključivanju (Baltađi 2008; Hsiao 2014).

Sa druge strane, upotreba podataka panela u ekonometrijskim istraživanjima ima i izvesna ograničenja: (1) nedostajući podaci za svaku jedinicu posmatranja i za sve vremenske periode; nije redak slučaj postojanja podataka na različitim nivoima agregacije u različitim mernim jedinicama; (2) kratak vremenski period posmatranja što je tipično za mikro panele; (3) česta pojava zavisnosti uporednih podataka i drugi

ekonometrijski problemi svojstveni kako uporednim podacima, tako i vremenskim serijama.

Opšti oblik linearnog regresionog modela panela može se prikazati u sledećoj formi:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T; \quad k = 1, \dots, K, \quad (4.1)$$

gde  $y_{it}$  oznaka za zavisnu promenljivu za  $i$ -tu jedinicu posmatranja u periodu  $t$ ;  $\beta_{1it}$  predstavlja slobodan član koji u opštem obliku varira po jedinicama posmatranja i kroz vreme;  $\beta_{kit}$  su regresioni parametri koji takođe variraju po obe dimenzije ( $i$  i  $t$ );  $x_{kit}$  je vrednost  $k$ -te objašnjavajuće promenljive za  $i$ -tu jedinicu posmatranja u periodu  $t$ ;  $u_{it}$  je slučajna greška.

Model panela obuhvata strukturnu i vremensku dimenziju podataka i podrazumeva da za svaku  $i$ -tu jedinicu u svakom posmatranom periodu postoji različita reakcija zavisne promenljive na promene u objašnjavajućim promenljivim. Međutim, predstavljeni model (4.1) nije moguće oceniti budući da nije zadovoljen osnovni uslov da je ukupan broj podataka panela veći od broja regresionih parametara ( $NT > KNT$ ), pa je neophodno uvesti određena ograničenja na parametre.

U zavisnosti od definisanih ograničenja koja se odnose na parametre modela, razlikujemo sledeće varijante (Hsiao 2014):

- (1) konstantnost svih regresionih parametara po jedinicama posmatranja i tokom vremena ( $\beta_{kit} = \beta_k$ , za svako  $i, t$  i  $k = 1, \dots, K$ );
- (2) regresioni parametri su konstantni ( $\beta_{kit} = \beta_k$ , za svako  $i, t$  i  $k = 2, \dots, K$ ), dok slobodni članovi variraju po jedinicama posmatranja ( $\beta_{1it} = \beta_{1i}$ , za svako  $t$ ):

(2.1) ukoliko varijabilni slobodni članovi imaju fiksne vrednosti za različite jedinice posmatranja reč je o modelu fiksnih individualnih efekata:  $y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}$ ,

$\beta_{1i} = \beta_1 + \mu_i$ , pri čemu  $\mu_i$  označavaju individualne efekte;

(2.2) ukoliko su varijabilni slobodni članovi stohastičke promenljive u pitanju je model stohastičkih individualnih efekata:  $y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + u_{it}$ , gde individualni efekti predstavljaju komponentu slučajne greške  $v_{it}$  ( $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ );

(3) regresioni parametri su konstantni ( $\beta_{kit} = \beta_k$ , za svako  $i, t$  i  $k = 2, \dots, K$ ), dok slobodni članovi variraju po jedinicama posmatranja i kroz vreme:

(3.1) ukoliko su slobodni članovi varijabilni i po jedinicama posmatranja i kroz vreme, ali uzimaju fiksne vrednosti govori se o modelu fiksnih individualnih i vremenskih efekata:  $y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}$ ,  $\beta_{1it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t$ , gde su  $\mu_i$  oznaka za individualne a  $\lambda_t$  za vremenske efekte;

(3.2) ukoliko su varijabilni slobodni članovi stohastičke promenljive razmatra se model stohastičkih individualnih i vremenskih efekata:  $y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + \lambda_t + u_{it}$ , gde su individualni i vremenski efekti prikazani kao komponenta slučajne greške  $v_{it}$  ( $v_{it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t$ ),

(4) regresioni parametri variraju po jedinicama posmatranja ( $\beta_{kit} = \beta_{ki} = \beta_k + \mu_{ki}$ , za svako  $t$  i  $k = 1, \dots, K$ );

(5) regresioni parametri variraju po jedinicama posmatranja i tokom vremena ( $\beta_{kit} = \beta_k + \mu_{ki} + \lambda_{kt}$ , za svako  $i, t$  i  $k = 1, \dots, K$ ).

#### 4.1.1 Model sa konstantnim regresionim parametrima

Model panela sa konstantnim regresionim parametrima (eng. *pooled model*) podrazumeva konstantnost slobodnog člana i regresionih parametara. Dakle, ograničenje koje se uvodi u model (4.1) odnosi se na  $\beta_{kit} = \beta_k$  i model se može predstaviti u sledećoj formi:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad (4.2)$$

ili u matricnoj formi za  $i$ -tu jedinicu posmatranja:

$$y_i = X_i \beta + u_i ; i = 1, 2, \dots, N \quad (4.3)$$

gde je:  $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$  vektor zavisne promenljive;  $X_i = \begin{bmatrix} 1 & X_{2i1} & \dots & X_{Ki1} \\ 1 & X_{2i2} & \dots & X_{Ki2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{2iT} & \dots & X_{KiT} \end{bmatrix}$

matrica nezavisnih promenljivih za svaku jedinicu posmatranja;  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$  vektor regresionih parametara;  $u_i = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})'$  vektor slučajnih grešaka. Za svih  $N$  jedinica posmatranja, model (4.3) se može predstaviti u sledećem obliku:

$$y = X\beta + u , \quad (4.4)$$

gde je  $y = (y_1, y_2, \dots, y_N)'$  vektor dimenzije  $NT \times 1$ ,  $X = (X_1, X_2, \dots, X_N)'$  označava matricu dimenzije  $NT \times K$ ,  $u = (u_1, u_2, \dots, u_N)'$  je vektor dimenzije  $NT \times 1$ .

S obzirom da su u praksi najčešće narušene pretpostavke o slučajnoj grešci modela što podrazumeva: (a) prisustvo heteroskedastičnosti ( $E(u_{it}^2) = \sigma_i^2$  ili  $E(u_{it}^2) = \sigma_t^2$ ); (b) korelisanost slučajne greške sa sopstvenim prošlim vrednostima za  $i$ -tu jedinicu posmatranja, odnosno pojava autokorelacije ( $E(u_{it}, u_{is}) \neq 0$  za  $t \neq s$ ); (c) korelisanost slučajnih grešaka za različite jedinice posmatranja u periodu  $t$ , ( $E(u_{it}, u_{js}) = \sigma_{ij}$  za  $i \neq j, t = s$ ), primena metoda običnih najmanjih kvadrata (engl. *ordinary least squares method*, OLS) ne daje najbolje linearne nepristrane ocene. Za ocenu modela (4.2) se najčešće primenjuje metod uopštenih najmanjih kvadrata (engl. *generalized least squares method*, GLS).

Ipak, pretpostavka o konstantnosti svih regresionih parametara u smislu nepromenjenog uticaja objašnjavajućih na zavisnu promenljivu za svako  $i$  i  $t$  dosta je restriktivna i obično nije ispunjena. Iz tog razloga u praksi se češće koriste specifikacije panela koje dopuštaju varijabilitet nekih od parametara modela (Baltagi 2008).

#### 4.1.2 Model fiksnih individualnih efekata

Model fiksnih individualnih efekata (engl. *fixed effects model*, FE) polazi od pretpostavke da su regresioni parametri uz objašnjavajuće promenljive konstantni ( $\beta_{kit} = \beta_k$ , za svako  $i$ ,  $t$  i  $k = 2, \dots, K$ ), dok slobodan član varira po jedinicama posmatranja ( $\beta_{1it} = \beta_{1i}$ , za svako  $t$ ):

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}; \text{ gde je } \beta_{1i} = \beta_1 + \mu_i. \quad (4.5)$$

Za model (4.5) važi:

- (i)  $\beta_1$  predstavlja prosečnu vrednost slobodnog člana za svih  $N$  jedinica posmatranja;
- (ii)  $\mu_i$  označava individualne efekte, odnosno odstupanje  $\beta_{1i}$  od proseka  $\beta_1$  i odnosi se na efekte individualnih promenljivih koje nisu eksplicitno uključene u model, ali utiču na varijacije zavisne promenljive po jedinicama posmatranja;
- (iii) individualni efekti su uključeni u model preko varijabilnih slobodnih članova koji ne variraju po različitim periodima za datu jedinicu posmatranja.

Model fiksnih individualnih efekata može se prikazati u formi modela sa veštačkim promenljivim (engl. *least square dummy variable model*, LSDV):

$$y_{it} = \beta_{11}j_1 + \beta_{12}j_2 + \dots + \beta_{1N}j_N + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (4.6)$$

$$j_1 = \begin{cases} 1 & i=1 \\ 0 & \text{ostalo} \end{cases}, j_2 = \begin{cases} 1 & i=2 \\ 0 & \text{ostalo} \end{cases}, \dots, j_N = \begin{cases} 1 & i=N \\ 0 & \text{ostalo} \end{cases}.$$

Izbor metoda ocenjivanja modela sa fiksnim efektima zavisi od ispunjenih pretpostavki koje se odnose na slučajnu grešku modela:

- (i) srednja vrednost slučajne greške je nula,  $E(u_{it}) = 0$ ;
- (ii) konstantna zajednička varijansa,  $E(u_{it}u_{js}) = \sigma_u^2$  za  $i = j$  i  $t = s$ ;
- (iii) međusobna nezavisnost grešaka po jedinicama posmatranja i kroz vreme,  $E(u_{it}u_{js}) = 0$  za  $i = j, t \neq s$ ;  $i \neq j, t = s$ ;  $i \neq j, t \neq s$ ;

(iv) nezavisnost slučajne greške i regresora,  $E(u_{it}|X_{it}) = 0$ .

Ukoliko su pretpostavke (i)-(iv) ispunjene, LSDV model (4.6) ocenjuje se metodom OLS. Međutim, LSDV model je podesniji u uslovima kada postoji manji broj jedinica posmatranja. Razlog za to leži u činjenici što prisustvo velikog broja jedinica posmatranja implicira i uključivanje velikog broja veštačkih varijabli čime se gubi značajan broj stepeni slobode, a moguća je i pojava multikolinearnosti među regresorima. Takođe, u uslovima kada je period posmatranja konačan pri čemu  $N \rightarrow \infty$ , obezbeđuju se konzistentne ocene regresionih parametara ali nekonzistentna ocena slobodnog člana, odnosno, individualnih efekata (Baltagi 2008). Problem nekonzistentnih ocena nastaje usled toga što se sa povećanjem broja jedinica posmatranja, povećava i broj parametara za ocenjivanje (Lancaster 2000).

Alternativno, u literaturi se navode još dva načina ocenjivanja modela fiksnih efekata (Zivot 2012; Schmidheiny 2018). Prvi način zasniva se na primeni OLS metoda na transformisani model sa centriranim varijablama u vidu odstupanja pojedinačnih vrednosti od individualnog proseka (kovarijacioni metod):

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\beta_1 - \bar{\beta}_1) + (\mu_i - \bar{\mu}_i) + \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (u_{it} - \bar{u}_i). \quad (4.7)$$

Centriranjem vrednosti varijabli eliminišu se individualni efekti, pa se OLS primenjuje na model oblika:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (u_{it} - \bar{u}_i), \quad (4.8)$$

gde su individualni proseci:  $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T \frac{y_{it}}{T}$ ;  $\bar{x}_{ki} = \sum_{t=1}^T \frac{x_{kit}}{T}$ ;  $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^T \frac{u_{it}}{T}$ .

Kovarijacioni metod uzima u obzir samo varijacije unutar jedinica posmatranja, pa se ocena dobijena ovim metodom naziva i ocena unutar grupa (engl. *within group estimate*):



$$\hat{\beta}_{FE} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' (x_{it} - \bar{x}_i) \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' (y_{it} - \bar{y}_i) \right]. \quad (4.9)$$

Drugi način ocenjivanja FE modela podrazumeva primenu metoda OLS na prve difference varijabli, čime se takođe eliminišu individualni efekti. Transformisani model može se prikazati na sledeći način (Verbeek 2008):

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta + (u_{it} - u_{i,t-1}), \text{ odnosno, } \Delta y_{it} = \Delta x_{it}' \beta + \Delta u_{it} \quad (4.10)$$

gde je  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ .

Primenom metoda OLS na model (4.10) dobija se ocena:

$$\hat{\beta}_{FD} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} \Delta x_{it}' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} \Delta y_{it}. \quad (4.11)$$

Zivot (2012) je empirijski testirao razlike između tri načina ocenjivanja modela sa fiksnim efektima i zaključio sledeće:

- (i) za  $T = 2$  primena metoda OLS na model prvih diferenci daje identične ocene kao i LSDV metod ili kovarijacioni metod;
- (ii) za  $T > 2$  primena metoda OLS na model prvih diferenci daje konzistentne, ali generalno manje efikasne ocene u odnosu na LSDV ili kovarijacioni metod;
- (iii) za  $T > 2$  i uz ispunjenost pretpostavke o odsustvu autokorelacije, tada GLS metod na FE model prvih diferenci daje identične ocene kao i LSDV ili kovarijacioni metod.

#### 4.1.3 Model fiksnih individualnih i vremenskih efekata

Model fiksnih individualnih i vremenskih efekata pored varijacija po jedinicama posmatranja obuhvata i varijacije kroz vreme, a ograničenje koje se uvodi za ovaj model odnosi se na konstantnost regresionih parametara nagiba ( $\beta_{kit} = \beta_k$ , za svako  $i, t$  i  $k = 2, \dots, K$ ), dok slobodan član varira po jedinicama posmatranja i kroz vreme. Opšti oblik modela glasi:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} ; \text{ gde je } \beta_{1it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t , \quad (4.12)$$

gde se slobodan član sastoji od tri komponente:  $\beta_1$  predstavlja prosečnu vrednost slobodnog člana,  $\mu_i$  označavaju individualne efekte, dok su  $\lambda_t$  vremenski efekti.

Na sličan način kao model fiksnih individualnih efekata i model sa individualnim i vremenskim efektima se može prikazati u formi LSDV modela, i ako su ispunjene polazne pretpostavke, oceniti primenom metoda OLS. Međutim, sada je potrebno uvesti veštačke promenljive za individualne vremenske efekte. Kako bi model mogao da se oceni potrebno je da se uvede ograničenje  $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$  i/ili  $\sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$ . Naime, ukoliko se ocenjuje model bez konstante, potrebno je isključiti veštačku varijablu za jedan vremenski period. Sa druge strane ako je slobodan član u formi  $\beta_{1it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t$  tada je neophodno isključiti po jednu veštačku varijablu za individualne i jednu za vremenske efekte.

Za razliku od LSDV modela u kojem se pored  $K - 1$  regresionih parametara, ocenjuje i dodatnih  $N + T - 1$  parametara uz veštačke promenljive, kovarijacioni metod podrazumeva primenu metoda OLS na model sa centriranim varijablama, čime se eliminišu  $\mu_i$  i  $\lambda_t$ .

#### 4.1.4 Model stohastičkih individualnih efekata

Model sa stohastičkim individualnim efektima (engl. *random effects model*, RE) ili model sa komponentama slučajne greške (engl. *error components model*, ECM) polazi od pretpostavke da su individualni efekti slučajne promenljive i kao takve predstavljaju deo slučajne greške modela:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + u_{it} , \text{ pri čemu je } \mu_i + u_{it} = v_{it} . \quad (4.13)$$

Dakle, specifikacija RE modela ukazuje da se varijacije po jedinicama posmatranja obuhvataju komponentama slučajne greške, dok su slobodan član i koeficijenti nagiba konstantni (Hsiao 2014).

Model stohastičkih efekata za  $i$ -tu jedinicu posmatranja glasi:

$$y_i = X_i\beta + \mu_i j_T + u_i, \text{ odnosno, } y_i = X_i\beta + v_i \quad (4.14)$$

gde je  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_K)'$ ,  $j_T = (1, 1, \dots, 1)'$  je vektor dimenzije  $T \times 1$  i  $\mu_i + u_{it} = v_{it}$ .

Pretpostavke RE modela koje se odnose na komponente slučajne greške podrazumevaju:

- (i) komponente slučajne greške su nezavisno i podjednako distribuirane sa nultom sredinom i konstantnom varijansom:  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ ,  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ ;
- (ii) međusobna nezavisnost komponenta slučajne greške za svako  $i$  i  $t$ :  $Cov(\mu_i, u_{it}) = 0$ ;
- (iii) nezavisnost individualnih efekata i ostatka slučajne greške:  $Cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ ;  
 $Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$ ,  $i \neq j$ ;  $Cov(u_{it}, u_{is}) = 0$ ,  $t \neq s$ ;  $Cov(u_{it}, u_{js}) = 0$ ,  $i \neq j, t \neq s$ ;
- (iv) nezavisnost komponenta slučajne greške i nestohastičkih regresora:  $E(\mu_i | X_{it}) = 0$ ,  
 $E(u_{it} | X_{it}) = 0$ .

Polazeći od pretpostavki o komponentama  $\mu_i$  i  $u_{it}$  izvode se pretpostavke koje se odnose na grešku  $v_{it}$  a koje utiču na izbor metoda ocenjivanja su:

- (v) nulta srednja vrednost:  $E(v_{it}) = 0$ ;
- (vi) homoskedastičnost:  $Var(v_{it}) = \sigma_v^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2$ ;
- (vii) slučajne greške različitih jedinica posmatranja nisu korelisane:  $Cov(v_{it}, v_{js}) = 0$  za  $i \neq j, t = s$
- (viii) slučajne greške za  $i$ -tu jedinicu posmatranja u različitim vremenskim periodima su korelisane:  $Cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2$  za  $i = j, t \neq s$ .

Imajući u vidu konstantnu korelisanost slučajne greške za istu jedinicu posmatranja u različitim vremenskim periodima (pretpostavka (viii)), metod OLS daje neefikasne ocene regresionih parametara (uslov za primenu OLS modela podrazumeva

da je  $\sigma_\mu^2 = 0$ ). Najčešće korišćen metod za ocenu RE modela je metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (engl. *random effects generalized least squares method*, REGLS), po kojem ocena  $\hat{\beta}$  glasi:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y. \quad (4.15)$$

Metod REGLS predstavlja dvostepenu proceduru gde u prvom koraku treba odrediti inverznu kovarijantnu matricu,  $\Omega^{-1}$  i ponder  $\theta$  i potom na transformisan model primeniti metod OLS.

Sa ciljem definisanja inverzne matrice  $\Omega^{-1}$ , polazimo od kovarijantne matrice:

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 & \sigma_\mu^2 & \dots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 & \dots & \sigma_\mu^2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \dots & \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_\mu^2 j_T j_T' + \sigma_u^2 I_T = (T\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2) \frac{j_T j_T'}{T} + \sigma_u^2 (I_T - \frac{j_T j_T'}{T}) \quad (4.16)$$

gde je  $j_T j_T'$  matrica jedinica,  $\frac{j_T j_T'}{T}$  matrica individualnih proseka,  $I_T - \frac{j_T j_T'}{T}$  matrica odstupanja originalnih podataka od individualnih proseka,  $I_T$  jedinična matrica.

Polazeći od  $\Omega_i$ , inverzna matrica varijansi i kovarijansi kompozitne greške  $v_{it}$  glasi:

$$\Omega_i^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} (I_T - \frac{j_T j_T'}{T}) + \frac{1}{T\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2} \frac{j_T j_T'}{T}, \quad (4.17)$$

na osnovu koje se dobija odnos varijansi komponenata slučajne greške prikazan ponderom

$$\theta = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2}.$$

Sada je moguće primeniti prvu fazu REGLS metoda koja se odnosi na množenje svih promenljivih matricom  $\sigma_u \Omega^{-1/2}$ , pri čemu se dobija transformisani RE model oblika:

$$y_{it} - (1 - \sqrt{\theta})\bar{y}_i = \sqrt{\theta}\beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k [x_{kit} - (1 - \sqrt{\theta})\bar{x}_{ki}] + w_{it} \quad (4.18)$$

odnosno,

$$(y_{it} - \bar{y}_i) + \sqrt{\theta}\bar{y}_i = \sqrt{\theta}\beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k [(x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + \sqrt{\theta}\bar{x}_{ki}] + w_{it},$$

pri čemu  $(y_{it} - \bar{y}_i)$  predstavlja odstupanje od individualnog proseka,  $\bar{y}_i$  su individualni proseci, a  $w_{it} = v_t - (1 - \sqrt{\theta}\bar{v}_i)$  transformisana slučajna greška. Druga faza REGLS metoda se odnosi na primenu metoda OLS na transformisani model.

Specifičnost REGLS ocene odnosi se na činjenicu da ocena zapravo predstavlja ponderisani prosek ocene unutar grupa,  $\hat{\beta}_{FE}$  i ocene između grupa,  $\hat{\beta}_{BE}$  (Verbeek 2008; Hsiao 2014). U tom smislu,  $\hat{\beta}_{REGLS}$  se može predstaviti na sledeći način:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(x_{it} - \bar{x}_i) + \theta(\bar{x}_i - \bar{x})'(\bar{x}_i - \bar{x}) \right]^{-1} \times \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(y_{it} - \bar{y}_i) + \theta(\bar{x}_i - \bar{x})'(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \quad (4.19)$$

U zavisnosti od vrednosti pondera  $\theta$  zavise i karakteristike REGLS ocene. U slučaju kada je  $\sigma_u^2 = 0$  odnosno  $\theta = 1$  tada se ocena  $\hat{\beta}_{REGLS}$  svodi na  $\hat{\beta}_{OLS}$ . Ukoliko je  $\theta = 0$  tada se  $\hat{\beta}_{REGLS}$  svodi na ocenu  $\hat{\beta}_{FE}$  (Baltagi 2008).

Pošto komponente varijanse  $\sigma_u^2$  i  $\sigma_\mu^2$  nisu poznate za ocenjivanje modela slučajnih efekata koristi se dvostepeni metod uopštenih najmanjih kvadrata (engl. *feasible random effects generalized least squares method*, FREGLS). Primena ovog metoda podrazumeva ocenu nepoznatih komponenti varijanse slučajne greške ( $\sigma_u^2$  i  $\sigma_\mu^2$ ) kao i pondera  $\theta$ , nakon čega sledi transformacija polaznog modela množenjem

varijabli sa matricom  $\hat{\sigma}_u \hat{\Omega}^{-1/2}$  i potom primena OLS na transformisani model.

Analogno  $\hat{\beta}_{REGLS}$ , ocena dobijena FREGLS metodom glasi:

$$\hat{\beta}_{FREGLS} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y. \quad (4.20)$$

#### 4.1.5 Model stohastičkih individualnih i vremenskih efekata

Model stohastičkih individualnih i vremenskih efekata ima sledeću formu:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + \lambda_t + u_{it}; \text{ gde je } v_{it} = \mu_i + \lambda_t + u_{it}. \quad (4.21)$$

S obzirom na to da slučajna greška, pored individualnih efekata i ostatka slučajne greške, obuhvata i vremenske efekte, pored pretpostavki koje važe za model sa stohastikim individualnim efektima, potrebno je uvesti i dodatne pretpostavke koje se odnose na  $\lambda_t$  (Jovičić i Dragutinović Mitrović 2011):

(i) vremenski efekti su nezavisno i podjednako distribuirani sa srednom vrednošću jednakoj nuli i konstantnom varijansom:  $\lambda_t \sim IID(0, \sigma_\lambda^2)$ ;

(ii) nezavisnost komponenata slučajne greške  $v_{it}$ :  $Cov(\lambda_t, u_{it}) = 0$ ;  $Cov(\mu_i, \lambda_t) = 0$ ;

(iii) varijansa greške  $v_{it}$  je homoskedastična i obuhvata varijansu individualnih efekata, vremenskih efekata i ostatka slučajne greške:  $Var(v_{it}) = \sigma_v^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2$ ;

(iv) nezavisnost slučajnih grešaka za  $i$ -tu jedinicu posmatranja u različitim periodima:  $Cov(v_{it}, v_{jt}) = \sigma_\mu^2$  za  $i=j, t \neq s$ ; nezavisnost slučajne greške za različite jedinice posmatranja u istom periodu;  $Cov(v_{it}, v_{jt}) = \sigma_\lambda^2$  za  $i \neq j, t=s$ ; nezavisnost slučajne greške za različite jedinice posmatranja u različitim periodima:  $Cov(v_{it}, v_{jt}) = 0$  za  $i \neq j, t \neq s$ .

Kao i kod modela sa stohastičkim individualnim efektima, ocena REGLS modela individualnih i vremenskih efekata glasi:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y. \quad (4.22)$$

Način dobijanja ocene je isti kao i kod modela sa individualnim efektima, s tim što se koriste sledeći ponderi:  $\theta = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2}$ ;  $\theta_1 = \frac{\sigma_u^2}{N\sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2}$ ;  $\theta_2 = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2}$ .

Ocena  $\hat{\beta}_{REGLS}$  u modelu sa slučajnim komponentama  $\mu_i$  i  $\lambda_t$  predstavlja ponderisani prosek tri ocene: ocene unutar grupa  $\hat{\beta}_{FE}$ , ocene između grupa  $\hat{\beta}_{BE}$  i ocene između perioda  $\hat{\beta}_T$  (Baltagi 2008).

Slično kao kod RE modela sa individualnim efektima, ocenjivanje dvostepenim metodom uopštenih najmanjih kvadrata podrazumeva da se najpre ocene komponente varijanse  $v_{it}$ , koje u praksi nisu poznate.

## 4.2 Testovi hipoteza

Izboru adekvatnog statičkog linearnog modela panela prethodi testiranje hipoteza o postojanju individualnih i vremenskih efekata u fiksnoj odnosno stohastičkoj specifikaciji, što opredeljuje izbor između modela sa konstantnim regresionim parametrima, modela sa individualnim efektima, odnosno modela koji uključuje varijacije po obe dimenzije,  $i$  i  $t$ . U uslovima ispunjenosti polaznih pretpostavki, sledi izbor između fiksne i stohastičke forme identifikovanih efekata primenom testova specifikacije. Ispunjenost pretpostavki u modelima panela testira se primenom odgovarajućih testova hipoteza, izvedenim na osnovu postojećih testova za uporedne podatke ivremenske serije.

### 4.2.1 Testiranje individualnih i vremenskih efekata u fiksnoj specifikaciji

Testiranje postojanja individualnih i vremenskih efekata u fiksnoj specifikaciji sprovodi se najčešće  $F$ -testom. Ukoliko želimo da ispitamo prisustvo individualnih efekata, postavljamo sledeće hipoteze:

$$H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_{N-1} = 0; H_1 : \mu_i \neq 0, (i = 1, \dots, N - 1).$$

Statistika  $F$ -testa ima oblik:

$$F = \frac{(S_O - S_B)/(N-1)}{S_B/(NT - N - (K-1))} \sim F[N-1; NT - N - (K-1)], \quad (4.23)$$

gde  $S_O$  predstavlja sumu kvadrata reziduala modela sa ograničenjem koji zapravo predstavlja model sa konstantnim regresionim parametrima (4.2), a  $S_B$  odnosi se na sumu kvadrata reziduala modela bez ograničenja odnosno modela sa fiksnim individualnim efektima (4.5). Ukoliko je vrednost  $F$ -statistike veća od njene tablične vrednosti odbacujemo nultu hipotezu i donosimo zaključak o postojanju individualnih efekata (Jovičić i Dragutinović Mitrović 2011).

Na sličan način možemo da testiramo prisustvo vremenskih efekata, s tim što bi u tom slučaju model bez ograničenja bio model fiksnih vremenskih efekata. Sa druge strane, testiranje istovremenog prisustva individualnih i vremenskih efekata odnosi se na proveru sledećih hipoteza:

$$H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_{N-1} = 0 \text{ i } \lambda_1 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$$

$$H_1 : \mu_i \neq 0 \text{ i } \lambda_t \neq 0 \text{ (} i = 1, \dots, N-1; t = 1, \dots, T-1 \text{)}$$

i upotrebu  $F$ -statistike sledećeg oblika:

$$F = \frac{(S_O - S_B)/(N+T-2)}{S_B/(NT - N - (T-1) - (K-1))}. \quad (4.24)$$

Analogno pojedinačnom testiranju postojanja individualnih ili vremenskih efekata,  $S_O$  predstavlja sumu kvadrata reziduala modela sa konstantnim regresionim parametrima, dok  $S_B$  označava rezidualnu sumu kvadrata modela sa individualnim i vremenskim efektima.



#### 4.2.2 Testiranje individualnih i vremenskih efekata u stohastičkoj specifikaciji

Za testiranje postojanja individualnih i/ili vremenskih efekata u stohastičkoj formi modela, Breusch i Pagan (1980) izvode test Lagranžovog multiplikatora (engl. *Lagrange multiplier*, LM) koji se koristi za proveru značajnosti komponenti varijanse slučajne greške. U zavisnosti da li se testira prisustvo individualnih i/ili vremenskih efekata formulišu se sledeće varijante hipoteza:

- (i)  $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0; H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0$
- (ii)  $H_0 : \sigma_\lambda^2 = 0; H_1 : \sigma_\lambda^2 \neq 0$
- (iii)  $H_0 : \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0; H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0 \text{ i } \sigma_\lambda^2 \neq 0.$

Izbor hipoteza koje će se testirati određuje i upotrebu *LM*-statistike, odnosno razlikujemo statistike testa  $LM_i$ ,  $LM_{ii}$  i  $LM_{iii}$  za testiranje postojanja slučajnih individualnih, vremenskih ili individualnih i vremenskih efekata, respektivno:

$$LM_i = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T e_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2; LM_{ii} = \frac{NT}{2(N-1)} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\sum_{i=1}^N e_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2; LM_{iii} = LM_i + LM_{ii}, \quad (4.25)$$

gde  $e_{it}$  predstavljaju rezidualne dobijene primenom OLS na odabrani model slučajnih efekata. *LM* statistike testa imaju  $\chi^2$  raspodelu sa 1 stepenom slobode za  $LM_i$  i  $LM_{ii}$  statistike, odnosno sa 2 stepena slobode za  $LM_{iii}$ . Ukoliko je vrednost *LM* statistike veća od njene tablične vrednosti odbacujemo nultu hipotezu i donosimo zaključak, u zavisnosti od testirane kombinacije hipoteza (i)-(iii), da je slučajna greška oblika: (i)  $\mu_i + u_{it}$ ; (ii)  $\lambda_t + u_{it}$ ; (iii)  $\mu_i + \lambda_t + u_{it}$ .

Kako je Breusch-Pagan test dvostrani test, a varijanse su po definiciji nenegativne, u literaturi se predlaže primena jednostranih testova izvedenih na osnovu Breusch-Pagan testa (Honda test, King i Wu test, standardizovani LM test<sup>12</sup>).

#### 4.2.3 Hausmanov test specifikacije i jednostruka egzogenost u modelu slučajnih efekata

Jedna od ključnih pretpostavki modela slučajnih efekata odnosi se na nekorelisanost individualnih efekata sa regresorima u modelu ( $E(\mu_i|X_{it}) = 0$ ). S obzirom da u praksi ova pretpostavka često nije zadovoljena, ocena RE modela je nekonzistentna. Hausmanov test specifikacije se zasniva na ideji da su, u uslovima nepostojanja korelisanosti komponenti slučajne greške i regresora, ocene dobijenom primenom kovarijacione metode ( $\beta_{FE}$ ) i ocene dobijene primenom REGLS metoda ( $\beta_{REGLS}$ ) konzistentne, ali da su kovarijacione ocene neefikasne. Sa druge strane, ukoliko je pretpostavka o nekorelisanosti slučajne greške i regresora narušena, kovarijacione ocene ostaju konzistentne, ali ne i ocene REGLS (Greene 2008).

Dakle, testirane hipoteze odnose na:  $H_0 : E(\mu_i|X_{it}) = 0$  i  $H_1 : E(\mu_i|X_{it}) \neq 0$ , dok se statistika Hausmanovog testa u suštini odnosi na testiranje razlike između ove dve ocene, odnosno:  $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{REGLS} - \hat{\beta}_{FE}$ . Ukoliko je  $E(\mu_i|X_{it}) = 0$  vrši se izbor RE modela. Međutim, ako važi da je  $E(\mu_i|X_{it}) \neq 0$  tada se bira FE model. Proizilazi da je ocena  $\beta_{FE}$  konzistentna nezavisno da li se nulta hipoteza prihvata ili ne, dok je ocena  $\beta_{REGLS}$  nekonzistentna ukoliko se usvoji alternativna hipoteza.

Polazeći od procedure za dobijanje ocena  $\hat{\beta}_{REGLS}$  i  $\hat{\beta}_{FE}$  i imajući u vidu da je  $\text{cov}(\hat{\beta}_{REGLS}, \hat{q}_1) = 0$ , izvodi se Hausmanova statistika testa (Baltagi 2008):

$$m_1 = \hat{q}_1' [\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \quad (4.26)$$

koja uz istinitu nultu hipotezu ima asimptotsku  $\chi^2$  raspodelu sa brojem stepeni slobode koji je jednak broju regresora.

<sup>12</sup> Detaljnije o izvođenju hipoteza i statistika za pojedinačne jednostrane testove u Baltagi (2008).

Međutim, standardna verzija Hausman testa je osetljiva na narušenost pretpostavki koje se odnose na slučajnu grešku modela, pre svega na često prisustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije u modelima panela. U datim okolnostima pristrasnost varijanse ocena regresionih parametara dovodi do pristrasnosti samog testa pa je potrebno primeniti modifikovanu verziju testa koji je robustan na navedene probleme (Hahn, Ham, i Moon 2011).

S obzirom na tematiku ove tačke koja se odnosi na neispunjenost polaznih pretpostavki modela sa komponentama slučajne greške, važno je istaći da je u modelima panela prisutan i problem endogenosti. Drugim rečima, imajući u vidu da pretpostavka koja se odnosi na nekorelisanost komponenti slučajne greške sa regresorima modela često nije ispunjena u praksi, u modelima panela je prisutan problem endogenosti. U zavisnosti od vrste korelisanosti, razlikujemo: (i) jednostruku endogenost (ili jednostruku egzogenost),  $E(\mu_i|X_{it}) \neq 0$  ili  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$ , koja se odnosi na korelisanost regresora samo sa individualnim efektima ili samo sa ostatkom slučajne greške; (ii) dvostruku endogenost,  $E(\mu_i|X_{it}) \neq 0$  i  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$ , gde je isti regresor korelisan sa obe komponente slučajne greške. Testiranjem razlike između ocena  $\hat{\beta}_{REGLS}$  i  $\hat{\beta}_{FE}$  primenom prethodno opisanog Hausmanovog testa u stvari se testira prva navedena vrsta endogenosti, odnosno jednostruka endogenost u smislu korelisanosti regresora sa komponentom individualnih efekata. Imajući u vidu da u prisustvu endogenih regresora REGLS metod daje pristrasne ocene regresionih parametara, za ocenjivanje modela sa slučajnim efektima najčešće se koriste metodi instrumentalnih varijabli i metodi uopštenih momenata ili se umesto slučajne specifikacije ocenjuju modeli fiksnih efekata.

#### **4.2.4 Testiranje heteroskedastičnosti, autokorelacije i zavisnosti panela**

##### **4.2.4.1 Testiranje heteroskedastičnosti**

Prethodna analiza modela panela je bazirana na pretpostavci da su slučajne greške homoskedastične sa jednakom varijansom po jedinicama posmatranja i kroz vreme kao i

da ne postoji autokorelacija ostatka slučajne greške. U prisustvu heteroskedastičnosti i autokorelacije ocene regresionih parametara su neefikasne.

Za testiranje pretpostavke o homoskedastičnim slučajnim greškama u modelu fiksnih efekata koristi se modifikovana verzija Wald testa koja polazi od pretpostavke da varijansa slučajne greške može da se razlikuje po jedinicama posmatranja. Nulta hipoteza testa polazi od toga da je  $\sigma_i^2 = \sigma^2$  za svako  $i$ , dok se ocena varijanse slučajne greške za  $i$ -tu jedinicu posmatranja zasniva na  $T_i$  reziduala može prikazati u

obliku:  $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} u_{it}^2$  (Baum 2001). Nakon ocenjivanja varijanse, definiše se

$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1) \sum_{t=1}^{T_i} (u_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$ , nakon čega je moguće izvesti modifikovanu statistiku

Wald testa koja ima oblik:

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i}. \quad (4.27)$$

Statistika testa ima  $\chi^2$  raspodelu, a odbacivanje nulte hipoteze odnosi se na prisutnu heteroskedastičnost u modelu fiksnih efekata.

Kada je u pitanju model slučajnih individualnih efekata, postoje tri moguće varijante heteroskedastičnosti: (i) heteroskedastičnost individualnih efekata i homoskedastičnost ostatka slučajne greške:  $Var(\mu_i) = \sigma_{\mu i}^2$  i  $Var(u_{it}) = \sigma_u^2$ ; (ii) homoskedastičnost individualnih efekata i heteroskedastičnost ostatka slučajne greške:  $Var(\mu_i) = \sigma_{\mu}^2$  i  $Var(u_{it}) = \sigma_{ui}^2$ ; (iii) heteroskedastičnost obe komponente slučajne greške:  $Var(\mu_i) = \sigma_{\mu i}^2$  i  $Var(u_{it}) = \sigma_{ui}^2$ .

*Heteroskedastičnost individualnih efekata i homoskedastičnost ostatka slučajne greške*: prema proceduri koja je izložena u radu Fuller i Battese (1974), Baltagi i Griffin (1988) polaze od nove forme kovarijantne matrice slučajne greške:

$$\Omega_i^* = \sigma_{\mu i}^2 J_T J_T' + \sigma_u^2 I_T = (T\sigma_{\mu i}^2 + \sigma_u^2) \frac{J_T J_T'}{T} + \sigma_u^2 (I_T - \frac{J_T J_T'}{T}). \quad (4.28)$$

Formiranjem inverzne matrice  $\Omega_i^{*-1}$  i množenjem svih promenljivih u modelu sa  $\sigma_u \Omega^{*-1/2}$  uz upotrebu pondera  $\theta_i = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2}$  dobija se transformisani model na koji se može primeniti metod OLS.

*Homoskedastičnost individualnih efekata i heteroskedastičnost ostatka slučajne greške:* Kod ove forme heteroskedastičnosti kovarijantna matrica slučajne greške ima sledeći oblik:

$$\Omega_i^* = (T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{ui}^2) \frac{J_T J_T'}{T} + \sigma_{ui}^2 (I_T - \frac{J_T J_T'}{T}). \quad (4.29)$$

Analogno prethodno objašnjenjnoj proceduri ocenjivanja, dalje se obrazuje inverzna matrica i množe promenljive sa matricom  $\sigma_{ui} \Omega_i^{*-1/2}$  kako bi se formirao transformisani model i nakon toga primenio metod OLS. Odnos varijansi komponentata slučajna greške u ovom slučaju je prikazan ponderom,  $\theta_i = \frac{\sigma_{ui}^2}{T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{ui}^2}$ .

Testiranje heteroskedastičnosti u modelima sa komponentama slučajne greške može da se sprovodi i na osnovu različite varijante testova bazirane na Lagranžovom multiplikatoru, kao što su Holly i Gartiol, Bresson i Pirotte test (Baltagi 2008).

#### 4.2.4.2 Testiranje autokorelacije

Za razliku od heteroskedastičnosti koja može da se odnosi na obe komponente slučajne greške, autokorelacija se testira samo na ostatku greške budući da samo  $u_{it}$  može da varira i po jedinicama posmatranja i kroz vreme. Provera postojanja autokorelacije u modelu fiksnih efekata vrši se primenom Wooldridge testa koji se zasniva na rezidualima modela prvih diferenci (Wooldridge 2002, David M. Drukker 2003).

Ukoliko se pođe od modela:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + u_{it}, \quad (4.30)$$

obrazovanjem prve diference se eliminišu individualni efekti, odnosno:

$$y_{it} - y_{it-1} = (x_{it} - x_{it-1})\beta + u_{it} - u_{it-1}, \quad (4.31)$$

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it}\beta + \Delta u_{it}, \quad (4.32)$$

a Wooldridge test zasniva se na rezidualima dobijenim ocenjivanjem modela prvih diferenci (4.32). Wooldridge test pretpostavlja da u uslovima nepostojanja autokorelacije slučajne greške, važi da je  $Corr(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-1}) = -0,5$ . Odnosno, primena testa podrazumeva da se u regresiji reziduala iz modela prvih diferenci testira da li je autokorelacioni koeficijent uz regresor reziduala sa docnjom jednak vrednosti -0,5 (Wooldridge 2002, str. 283). U slučaju stroge egzogenosti, testiranje se zasniva na  $t$ -testu značajnosti autokorelacionog koeficijenta iz regresije na bazi  $T-2$  perioda:  $\hat{e}_{it} = \hat{\rho}\hat{e}_{it-1} + \varepsilon_{it}$ , gde je  $\hat{e}_{it} = \Delta \hat{u}_{it}$ , ( $i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T$ ).

Ukoliko se pođe od pretpostavke da je kompozitna slučajna greška oblika:  $v_{it} = \mu_i + \rho u_{it-1} + \varepsilon_{it}$ , Baltagi i Li (1995) su izveli tri LM statistike za model sa komponentama slučajne greške uz prisustvo autokorelacije prvog reda ostatka slučajne greške. Prva, koja se odnosi na nepostojanje autokorelacije i stohastičkih individualnih efekata; druga, koja pretpostavlja nepostojanje autokorelacije ali obuhvata prisustvo fiksnih individualnih efekata; treća, koja se odnosi na prisustvo stohastičkih individualnih efekata ali bez postojanja autokorelacije.

Ukoliko želimo istovremeno da proverimo prisustvo autokorelacije prvog reda i slučajnih individualnih efekata formuliše se hipoteza:  $H_0 = \sigma_\mu^2 = 0$  i  $\rho = 0$ . LM statistika testa koja se koristi za testiranje nulte hipoteze je sledećeg oblika:

$$LM = \frac{NT^2}{2(T-1)(T-2)} [A^2 - 4AB + 2TB^2], \quad (4.33)$$

gde je  $A = \frac{\hat{v}'(I_N \otimes J_T J_T')\hat{v}}{\hat{v}'\hat{v}}$  i  $B = \frac{\hat{v}'\hat{v}_{-1}}{\hat{v}'\hat{v}}$ , dok  $\hat{v}$  predstavljaju rezidualne dobijene primenom OLS na model stohastičkih individualnih efekata (Baltagi 2008; Jovičić i

Dragutinović Mitrović 2011). Baltagi i Li (1995) su empirijski pokazali da LM statistika ima isti oblik nezavisno od toga da li ostatak slučajne greške sledi AR(1) ili MA(1) proces.

#### 4.2.4.3 Zavisnost uporednih podataka

Jedna od osnovnih pretpostavki modela fiksnih i stohastičkih efekata je nezavisnost slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja u istom vremenskom periodu. Narušenost ove pretpostavke, odnosno zavisnost po jedinicama posmatranja je posledica dejstva zajedničkih faktora koji se ne mogu opaziti, te nisu eksplicitno uključeni u model, stvarajući efekat preliivanja ekonomskih šokova po jedinicama posmatranja. Na primer, ekonomska i finansijska integrisanost zemalja neminovno upućuje na njihovu međuzavisnost pa se postojanje zavisnosti uporednih podataka (engl. *cross-sectional dependence*, CSD) u ekonomskim istraživanjima pre može posmatrati kao pravilo nego kao izuzetak. U uslovima zavisnih panela, tradicionalni metodi ocenjivanja modela sa fiksnim i stohastičkim efektima dovode do nekonzistentnih i/ili neefikasnih ocena (Chudik i Pesaran 2013). Ukoliko je zavisnost uporednih podataka nastala kao posledica dejstva faktora koji nisu korelisani sa regresorima, ocene FE i RE specifikacije su konzistentne, ali ne i efikasne. U slučaju da su izvori zavisnosti jedinica panela korelisani sa regresorima, ocene FE i RE modela su pristrasne i nekonzistentne (Newton i Cox 2006).

Pri testiranju zavisnosti uporednih podataka u panelu, polazi se od nulte hipoteze da su slučajne greške  $u_{it} \sim IID$  tokom vremena i po jedinicama posmatranja, dok alternativna hipoteza podrazumeva postojanje zavisnosti slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja u istom periodu. Dakle:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(u_{ij}, u_{jt}) = 0 \text{ za } i \neq j$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \text{ za neke } i \neq j,$$

gde je  $\rho_{ij}$  zapravo korelacioni koeficijent slučajnih grešaka predstavljen izrazom:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T u_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2\right)^{1/2}}. \quad (4.34)$$

U kontekstu razvoja testova zavisnosti uporednih podataka, Breusch i Pagan (1980) su inicijalno predložili LM test statistiku prilagođenu za model naizgled nepovezanih regresija koja je prihvatljiva u uslovima kada je  $N$  fiksno i  $T \rightarrow \infty$ :

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2. \quad (4.35)$$

Primena ovog testa odgovara uslovima kada je dimenzija  $N$  relativno mala dok je dimenzija  $T$  dovoljno velika, i u okviru nulte hipoteze LM statistika ima  $\chi^2$  raspodelu sa  $N(N-1)/2$  stepeni slobode.

Međutim, ovaj test je osetljiv na povećanje broja jedinica posmatranja i nije primenjiv u uslovima kada  $N \rightarrow \infty$ . S obzirom da je pojava kombinacije velike dimenzije  $N$  i male vremenske dimenzije  $T$  relativno česta u empirijskim istraživanjima, Pesaran (2004) predlaže alternativnu test statistiku oblika:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4.36)$$

koja pod nultom hipotezom sledi standardizovanu normalnu raspodelu kada  $N \rightarrow \infty$  uz dovoljno veliko  $T$ . Takođe, za razliku od LM statistike, CD statistika je validna u uslovima kada su obe dimenzije panela fiksne,  $N$  i  $T$ .

Za proveru postojanja zavisnosti uporednih podataka koriste se još dva neparametarska testa koja se zasnivaju na Spearman-ovom koeficijenta korelacije ranga. Ukoliko se sa  $\{r_{i,1}, \dots, r_{i,T}\}$  označi rang od  $\{u_{i,1}, \dots, u_{i,T}\}$  tako da se prosečan rang dobija za  $(T+1/2)$ , Spearman-ov koeficijent korelacije ranga se može definisati na sledeći način:



$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \{r_{it} - (T+1/2)\} \{r_{jt} - (T+1/2)\}}{\sum_{t=1}^T \{r_{it} - (T+1/2)\}^2}. \quad (4.37)$$

Polazeći od koeficijenta predstavljenog prethodnim izrazom, Friedman (1937) predlaže upotrebu sledeće statistike:

$$\bar{R} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij} \quad (4.38)$$

gde  $\hat{r}_{ij}$  označava ocenjenu vrednost koeficijenta korelacije ranga na bazi reziduala, a visoka vrednost  $\bar{R}$  ukazuje na postojanje korelacije slučajnih grešaka po individualnim jedinicama u istom periodu. Takođe, Friedman je pokazao da statistika izvedena iz relacije (4.38),  $FR = (T-1)\{(N-1)\bar{R} + 1\}$  ima  $\chi^2$  raspodelu sa  $T-1$  stepeni slobode u uslovima fiksnog  $T$  i velike dimenzije  $N$  (Hoyos i Sarafidis 2006).

Prethodna dva testa su se pokazala nepouzdanim za zaključivanje u uslovima kada postoji visok stepen pozitivne i negativne korelacije reziduala, koje se u proseku uzajamno potiru (De Hoyos i Sarafidis 2006). Bazirajući se na istoj proceduri, Frees (1995) je formulisao modifikovanu test statistiku koja se zasniva na sumi kvadrata koeficijenata korelacije ranga:

$$\bar{R}^2 = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}^2. \quad (4.39)$$

Test statistika  $\bar{R}^2$  prati zajedničku raspodelu dve nezavisne varijable. Odnosno, polazeći od izvedene statistike:

$$FRE = N\{\bar{R}^2 - (T-1)^{-1}\} \xrightarrow{d} Q = a(T)\{x_{1,T-1}^2 - (T-1)\} + b(T)\{x_{2,T(T-3)/2}^2 - T(T-3)/2\},$$

pokazano je da su  $x_{1,T-1}^2$  i  $x_{2,T(T-3)/2}^2$  nezavisne varijable koje poseduju  $\chi^2$  raspodelu sa  $T-1$  i  $T(T-3)/2$  brojem stepeni slobode.

### 4.3 Testovi jediničnog korena i kointegracije u panelu

Iako su se inicijalno razvili na testovima stacionarnosti u podacima vremenskih serija, testovi jediničnog korena u panelu imaju veću moć u odnosu na testove jediničnog korena u analizi vremenskih serija. Prethodno proizilazi iz činjenice da snaga testova jediničnog korena zavisi od ukupnog varijabiliteta podataka, a poznato je da panel podaci pored varijacija po jedinicama posmatranja obuhvataju i varijacije kroz vreme što dovodi do preciznijih ocena parametara i verodostojnijih zaključaka (Taylor i Sarno 1998). Sledeća prednost testova jediničnog korena u panelu ogleda se u tome što asimptotska raspodela test-statistika ima karakteristike normalne raspodele, što olakšava statističko zaključivanje i što nije slučaj kod testova jediničnog korena u analizi vremenskih serija. Sa druge strane, snaga testova jediničnog korena u panelu zavisi od odnosa  $N$  i  $T$  i smanjuje se u uslovima kada je vremenska dimenzija kratka u odnosu na broj jedinica posmatranja. Dakle, snaga testova se povećava paralelno sa povećanjem vremenske dimenzije za datu veličinu uzorka (Hlouskova i Wagner 2006). Za razliku od testova jediničnog korena u analizi vremenskih serija, ograničenje testova jediničnog korena u panelu ogleda se u tome što u uslovima odbacivanja nulte hipoteze nije moguće odrediti koje jedinice posmatranja su stacionarne.

Razlika između testiranja postojanja jediničnog korena u podacima panela i podacima vremenskih serija postoji i kada je pitanju tretiranje heterogenosti. S obzirom da se kod analize vremenskih serija hipoteza o postojanju jediničnog korena testira za pojedinačni model i svaku pojedinačnu jedinicu posmatranja, heterogenost ne predstavlja problem. U slučaju panel podataka, ukoliko možemo da razmatramo isti model prilikom provere stacionarnosti za različite jedinice posmatranja reč je o homogenom panelu. Ipak, u praksi jedinice posmatranja karakteriše različita dinamika tokom vremena što bi se trebalo uzeti u obzir prilikom provere stacionarnosti. U tom smislu, jedan deo testova jediničnog korena u okviru alternativne hipoteze polazi od pretpostavke da je najmanje jedna jedinica panela stacionarna (Hurlin i Mignon 2007).

U okviru testova jediničnog korena u panela pravimo distinkciju u zavisnosti od toga da li uzimaju u obzir zavisnost uporednih podataka ili ne. U tom kontekstu, razlikujemo prvu i drugu generaciju testova jediničnog korena. Kada su u pitanju testovi jediničnog korena prve generacije (testovi jediničnog korena nezavisnih panela) podela

može da se napravi prema tome kako su definisane nulta i alternativna hipoteze, i to: (1) *testovi nestacionarnosti u okviru nulte hipoteze*; i (2) *testovi stacionarnosti u okviru nulte hipoteze*. Većina testova jediničnog korena pripada prvoj grupi testova: Levin i Lin (Levin i Lin 1993); Levin, Lin, i Chu (Levin, Lin, i Chu 2002); Im, Pesaran, i Shin (Im, Pesaran, i Shin 2003); Maddala i Wu (Maddala i Wu 1999) i Choi (Choi 2001). U grupu testova koji pretpostavljaju stacionarnost pod nultom hipotezom svrstan je Hadri test (Hadri 2000).

Osnovno ograničenje testova jediničnog korena prve generacije je što se zasnivaju na pretpostavci o nezavisnosti uporednih podataka. Za razliku od njih, testovi druge generacije razvijeni su za uslove narušenosti navedene pretpostavke, pa se nazivaju i testovima jediničnog korena zavisnih panela. Ovi testovi mogu se podeliti prema primenjenom pristupu prilikom testiranja: (1) *testovi zasnovani na faktorskoj strukturi (na zajedničkim faktorima)*; i (2) *testovi zasnovani na drugim pristupima*. U prvu kategoriju grupisani su sledeći testovi: Pesaran (Pesaran 2007); Bai i Ng (Bai i Ng 2004); Moon i Perron (Moon i Perron 2004); Phillips i Sul (Phillips i Sul 2003); Choi (Choi 2002). O’Connell (O’Connell 1998) i Chang test (Chang 2002, 2004) spadaju u grupu testova koji su zasnovani na drugim pristupima.

### 4.3.1 Testovi jediničnog korena prve generacije

#### 4.3.1.1 Levin, Lin, i Chu test

U uslovima kada su jedinice panela međusobno nezavisne, polazeći od Diki-Fulerovog testa jediničnog korena (Dickey i Fuller 1979), Levin i Lin (1993, LL) i Levin, Lin, i Chu (2002, LLC) su razvili test jediničnog korena koji polazi od heterogene prirode determinističke komponente, ali uključuje pretpostavku o homogenim (konstantnim) autoregresionim koeficijentima  $\rho_i$  za sve jedinice panela.

Polazi se od proširene DF regresije:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + \rho_i^* y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \phi_{ik} \Delta y_{it-k} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \quad (4.40)$$

gde je  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ ,  $\rho_i^* = \rho_i - 1$  i  $u_{it}$  su nezavisno distribuirane u okviru jedinica posmatranja. Vektor determinističkih komponenti označen je sa  $d_{mt}$ , a  $\alpha_{mi}$  je odgovarajući vektor koeficijenata u zavisnosti od izbora modela ( $m = 1, 2, 3$ ). Prema tome, u pogledu specifikacije determinističke komponente, moguće su sledeće varijante polazne regresije:

- (1) model ne sadrži determinističku komponentu,  $d_{1t} = 0$  ;
- (2) model uključuje individualne konstante,  $d_{2t} = \{1\}$  ;
- (3) model uključuje individualne konstante i trend,  $d_{3t} = \{1, t\}$ .

Dodatno, za postizanje konzistentnosti ocenjivanja važno je odrediti odgovarajući broj docnji koje će se uključiti u model kako bi se eliminisala eventualna autokorelacija.

Procedura testiranja obuhvata primenu združenog testa za proveru nulte i alternativne hipoteze:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = 1$$

$$H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N < 1.$$

Dakle, polazi se od homogene strukture svih jedinica panela pri čemu se nultom hipotezom pretpostavlja da sve jedinice posmatranja sadrže jedinični koren, dok alternativna hipoteza podrazumeva da su sve jedinice panela stacionarne.

Imajući u vidu prilično restriktivne pretpostavke LLC testa, dalja evolucija testova jediničnog korena u panelu odnosila se prevashodno na relaksaciju nekih od polaznih pretpostavki koje se odnose na homogenost, nezavisnost uporednih podataka ili strukturnu stabilnost determinističkih komponenti.

#### 4.3.1.2 Im, Pesaran, i Shin test

Im, Pesaran, i Shin (2003, IPS) su razvili test jediničnog korena koji je takođe baziran na nezavisnosti podataka panela, ali za razliku od LLC testa dozvoljava heterogenost autoregresionih koeficijenata u okviru alternativne hipoteze. Drugim rečima, IPS test relaksira pretpostavku o homogenosti i polazi od toga da jedinice panela ne konvergiraju ka ravnotežnom nivou istom brzinom.

Primena IPS testa odnosi se na proveru sledećih hipoteza:

$$H_0 : \rho_i = 1$$

$$H_1 : \rho_i < 1 \text{ za } i = 1, \dots, N_1 \text{ i } \rho_i = 1 \text{ za } i = N_1 + 1, \dots, N.$$

Proizilazi da alternativna hipoteza podrazumeva da je najmanje jedna jedinica panela (ne nužno sve) stacionarna, što ukazuje da se umesto združivanja podataka, procedura testiranja zasniva na uprosečavanju individualnih test statistika. Statistika testa je zapravo definisana kao prosek  $N$  pojedinačnih ADF statistika dobijenih za svaku jedinicu posmatranja:  $\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$ , pri čemu su  $t_{iT}$  pojedinačne  $t$ -statistike za testiranje hipoteze  $H_0 : \rho_i = 1$ . Statistike  $t_{iT}$  za  $i$ -tu jedinicu posmatranja dobijena je na osnovu  $t$ -statistike za  $\rho_i$  iz regresije  $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT})'$  na  $\tau_T = (1, 1, \dots, 1)'$  i  $y_{i,-1} = (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT-1})'$  (Im, Pesaran, Shin 2003).

S obzirom da su  $t_{iT}$  statistike nezavisne i podjednako distribuirane sa konačnom srednjom vrednošću i varijansom, autori su pokazali da i standardizovana  $\bar{t}$ -bar statistika konvergira ka normalnoj raspodeli kada  $N \rightarrow \infty$  (Barbieri 2006). Na osnovu standardizovane  $\bar{t}$ -bar statistike dobija se IPS statistika testa, koja u uslovima važenja nulte hipoteze kada  $N \rightarrow \infty$  konvergira ka normalnoj raspodeli (Im, Pesaran, Shin 2003). Generalno govoreći, IPS test ima bolje performanse u odnosu na LLC test, premda ostaje ograničenje da odbacivanje nulte hipoteze ne ukazuje koliko ili koje jedinice panela poseduju svojstva stacionarnosti. Takođe, iako su autori izračunali  $E(t_i)$  i  $Var(t_i)$  za različite docnje, manjkavost testa ogleda se u tome što se u praktičnoj primeni koristi isti broj docnji u svim pojedinačnim ADF regresijama koje se odnose na različite jedinice posmatranja.

U slučaju prisutne autokorelacije slučajne greške, IPS test zadržava postojeće performanse pod uslovom dovoljno velikih  $N$  i  $T$ . Međutim, na snagu testa povoljnije utiče povećanje povećanje dimenzije  $T$  u odnosu na povećanje dimenzije  $N$ . Sa druge strane, ukoliko je  $N$  malo ili suviše veliko u odnosu na  $T$ , test pokazuje distorzije koje se odnose na veću verovatnoću odbacivanja nulte hipoteze kada bi istu trebalo prihvatiti.

Takođe, snaga testa se smanjuje i nakon uključenja determinističkih komponenti u analizu (Kunst, Nell, i Zimmermann 2011).

#### 4.3.1.3 Madalla i Wu test i Choi test

Dalji razvoj testova jediničnog korena prve generacije obuhvata neparametarske testove Fisher-ovog tipa. Madalla i Wu (1999, MW) i Choi (2001) su polazeći sa aspekta meta analize, predložili testiranje jediničnog korena za svaku jedinicu panela pojedinačno i potom kombinovanje  $p$ -vrednosti iz ovih testova kako bi se proverila stacionarnost nezavisnih jedinica posmatranja na nivou panela kao celine. Specifičnost ove vrste testova u odnosu na LLC i IPS testove ogleda se u tome što se vremenske serije mogu razlikovati i u pogledu vremenske dimenzije i sa stanovišta determinističkih i stohastičkih komponenti.

Polazi se od modela gde se zavisna promenljiva posmatra kao zbir determinističke i stohastičke komponente:

$$y_{it} = d_{it} + u_{it}, \text{ pri čemu je } u_{it} = \rho_i u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \quad (4.41)$$

Primena testova odnosi se na proveru hipoteza koje su slične hipotezama IPS testa:

$$H_0 : \rho_i = 1$$

$$H_1 : |\rho_i| < 1.$$

Pored pretpostavke da neke jedinice panela mogu da budu stacionarne, alternativna hipoteza obuhvata i specijalan slučaj kada su sve jedinice posmatranja stacionarne.

Polazeći od toga da ukupno postoji  $N$  testova jediničnog korena čije se asimptotske  $p$ -vrednosti označavaju sa  $p_i$ , statistika testa Fisher-ovog glasi (Madalla i Wu, 1999 i Choi, 2001):

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\rho_i). \quad (4.42)$$

Pod pretpostavkom važenja nulte hipoteza  $P$  statistika ima  $\chi^2$  raspodelu sa  $2N$  stepeni slobode kada je  $N$  fiksno i  $T \rightarrow \infty$ .

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \sim \chi_{2N}^2. \quad (4.43)$$

U uslovima velikog broja jedinica posmatranja, Choi (2001) je preložio primenu modifikovanog testa:

$$P_1 = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln p_i - 2), \quad (4.44)$$

i pokazao da  $P_1$  ima asimptotski normalnu raspodelu u uslovima kada  $T, N \rightarrow \infty$ .

Choi je razmatrao više testova, ali je pokazao da najbolje statističke performanse ima inverzni test normalne raspodele:  $Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i)$ , gde je  $\Phi(\cdot)$  oznaka za standardizovanu kumulativnu normalnu funkciju raspodele (Mills i Patterson 2006). Prilikom upotrebe  $Z$  testa nulta hipoteza se odbacuje kada je vrednost testa manja od kritične vrednosti.

Slično kao i IPS test, Fisher-ovi testovi podrazumevaju heterogenost autoregresionih parametara u okviru alternativne hipoteze. Takođe, obe vrste testova (IPS i MW i Choi) polaze od testova jediničnog korena za svaku jedinicu panela pojedinačno i nakon toga testiranje jediničnog korena na nivou panela. Prednost testova Fisher-ovog tipa u odnosu na IPS test ogleda se u mogućnosti njegove primene i u slučaju kada panel nije balansiran. Takođe za pojedinačne ADF regresije može da se koristiti različit broj docnji što nije slučaj kod IPS testa. Dodatna superiornost ove vrste testova jeste u tome što nisu ograničeni samo na primenu ADF testa kao IPS test, odnosno, za dobijanje  $p$ -vrednosti može da se koristi bilo koji test jediničnog korena. Međutim, nedostatak MW i Choi testova vezuje se za činjenicu da se jačina testa

smanjuje sa manjim obimom uzorka kao i za činjenicu da se  $p$ -vrednosti jedino mogu izvesti putem Monte Karlo simulacije.

#### 4.3.1.4 Hadri test

Za razliku od predstavljenih testova jediničnog korena prve generacije, Hadri (2000) je predložio test koji u okviru nulte hipoteze testira stacionarnost svih jedinica panela naspram alternativne hipoteze da sve poseduju jedinični koren. Test zapravo predstavlja modifikaciju KPSS testa koji je prilagođen za testiranja postojanja jediničnog korena na panel podacima.

Hadri (2000) je pošao od modela oblika:

$$y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + r_{it} + u_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \quad (4.45)$$

gde je  $r_{it}$  proces slučajnog hoda:  $r_{it} = r_{it-1} + \varepsilon_{it}$ ,  $d_{mt}$  predstavlja determinističku komponentu,  $u_{it} : N(0, \sigma_u^2)$  i  $\varepsilon_{it} : N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Transformacijom modela (4.45) dobija se model koji ima sledeću formu:

$$y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{ij} + u_{it}, \text{ odnosno, } y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + v_{it}, \quad (4.46)$$

pri čemu je  $v_{it} = \sum_{j=1}^t \varepsilon_{ij} + u_{it}$ . Stacionarnost jedinica panela podrazumeva da je vrednost

varijanse  $\sigma_\varepsilon^2$  jednaka nuli, kada je i  $v_{it} = u_{it}$ . Nasuprot tome jedinični koren postoji

kada je  $\sigma_\varepsilon^2 \neq 0$ . Zapravo, Hadri (2000) je pošao od odnosa varijansi  $\lambda = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_u^2}$  i definisao

nultu i alternativnu hipotezu:  $H_0 : \lambda = 0$  i  $H_1 : \lambda > 0$ .

Primena Hadrijevog testa odnosi se na upotrebu LM statistike oblika:

$$LM = \frac{1}{\hat{\sigma}_u^2} \frac{1}{NT^2} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right) \quad (4.47)$$



gde je parcijalna suma reziduala  $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{v}_{ij}$  i  $\hat{\sigma}_u^2$  predstavlja konzistentnu ocenu varijanse od  $\sigma_u^2$  ukoliko je istinita nulta hipoteza. Dodatno, Hadri (2000) je razvio i alternativnu LM statistiku koja uključuje heteroskedastičnost po jedinicama posmatranja kada se u statistiku testa umesto  $\hat{\sigma}_u^2$  uključuje  $\hat{\sigma}_{ui}^2$ .

### 4.3.2 Testovi jediničnog korena druge generacije

U okviru testova jediničnog korena druge generacije prvo će se predstaviti testovi koji se zasnivaju na faktorskoj strukturi: Choi (2002), Phillips i Sul (2003), Moon i Perron (2004), Bai i Ng (2004), Pesaran (2007). Budući da dozvoljavaju heterogen uticaj zajedničkih faktora po jedinicama posmatranja, faktorski modeli su pogodni za analiziranje posledica različitih makroekonomskih šokova kao što su efekti međunarodne ekonomske krize ili naftni šokovi. Osnovna prednost faktorskih modela je u tome što omogućavaju modeliranje zavisnosti uporednih podataka upotrebom manjeg broja zajedničkih faktora (Barbieri 2006). U drugu grupu testova jediničnog korena druge generacije svrstavaju se testovi koji se zasnivaju na ograničenju kovarijacione matrice gde su O'Connell (1998) i Chang (2002) dali značajan doprinos.

#### 4.3.2.1 Pesaran test

Pesaran (2007) predlaže proceduru testiranja jediničnog korena u dinamičkim modelima koja se zasniva na proširenoj ADF regresiji sa prosecima uporednih podataka sa docnjom i njihovim prvim diferencama, kojima se obuhvata zavisnost uporednih podataka.

Autor je pošao od modela sa jednim zajedničkim faktorom i predstavio ga u sledećoj formi:

$$y_{it} = (1 - \varphi_i)\mu_i + \varphi_i y_{it-1} + u_{it} \quad (4.48)$$

gde  $\mu_i$  predstavljaju determinističku komponentu dok slučajna greška poseduje jednofaktorsku strukturu:

$$u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it}. \quad (4.49)$$

U predstavljenoj strukturi slučajne greške, zajednički faktor  $f_t$  je nekorelisan za različite jedinice posmatranja sa srednjom vrednošću i varijansom  $(0, \sigma_f^2)$  i konačnim četvrtim momentom. Za ostatak slučajne greške  $\varepsilon_{it}$  važi da je nezavisno raspodeljen po jedinicama posmatranja i kroz vreme sa sredinom nula, varijansom  $\sigma_i^2$  i konačnim četvrtim momentom.

Polazni model se može predstaviti i na sledeći način:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{it-1} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (4.50)$$

gde je  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ,  $\alpha_i = (1 - \varphi_i) \mu_i$ ,  $\rho_i^* = -(1 - \rho_i)$ .

Primena Pesaran-ovog testa jediničnog korena odnosi se na proveru sledećih hipoteza:

$$H_0 : \rho_i = 1 \text{ ili } \rho_i^* = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N$$

$$H_1 : \rho_i < 1 \text{ ili } \rho_i^* < 0 \text{ za } i = 1, \dots, N_1 \text{ i } \rho_i = 1 \text{ ili } \rho_i^* = 0 \text{ za } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N.$$

S obzirom na pretpostavku o istom nivou integrisanosti zajedničkog faktora i slučajne greške, u slučaju usvajanja nulte hipoteze smatra se da nestacionarnost proizilazi na osnovu dejstva obe komponente,  $f_t$  i  $\varepsilon_{it}$ .

Pesaran predlaže primenu proširene ADF regresije (engl. *cross-sectionally augmented DF regression*, CADF), gde se proseci uporednih podataka sa docnjom i njihove prve diference koriste kao aproksimacija za zajednički faktor  $f_t$ . Proizilazi da CADF regresija ima sledeću formu:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}, \quad (4.51)$$

pri čemu je  $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N y_{jt}$  i  $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N \Delta y_{jt}$ .

Na osnovu izračunavanja ADF statistike za svaku vremensku seriju u panelu formiraju se individualne  $CADF_i$  statistike koje se potom koriste za primenu modifikovane verzije IPS testa (engl. *cross-sectionally augmented IPS*, CIPS). Primena CIPS statistike testa uključuje zavisnost uporednih podataka i problem autokorelacije reziduala i ima sledeći oblik:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i. \quad (4.52)$$

Ukoliko se pođe od pretpostavke da postoji autokorelacija slučajne greške, Pesaran (2007) je predložio upotrebu modifikovane regresije, od koje se polazi pri formulisanju statistike testa:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + e_{it}. \quad (4.53)$$

Pesaran (2007) je razmatrao asymptotsku raspodelu  $CADF$  i  $CIPS$  statistika u uslovima kada  $N \rightarrow \infty$ , a zatim i  $T \rightarrow \infty$ , kao i kada obe dimenzije teže beskonačnosti tako da njihov količnik teži fiksnoj nenuljoj konstanti ( $N/T \rightarrow k$ ). Iz razloga što su  $CADF$  statistike asymptotski korelisane zbog njihove zavisnosti od zajedničkog faktora  $f_t$ , ni u slučaju  $CADF$  ni  $CIPS$  statistike nije moguće primeniti centralnu graničnu teoremu. Za razliku od IPS testa, raspodela  $CIPS$  statistike je nestandardna čak i u slučaju velike dimenzije  $N$ . Iz tog razloga, Pesaran (2007) je odredio simulirane kritične vrednosti za različite obime uzorka i različite specifikacije modela u pogledu determinističke komponente.

#### 4.3.2.2 Bai i Ng test

Test jediničnog korena razvijen od strane Bai i Ng (2004) takođe spada u grupu testova koji se zasnivaju na faktorskoj strukturi i polazi od toga da se vremenske serije u panelu mogu posmatrati kao zbir heterogene determinističke komponente, zajedničkih faktora i slučajne greške. Za razliku od testiranja postojanja jediničnog korena za  $y_{it}$ , test se zasniva na proveru stacionarnosti posebno za zajedničke faktore i posebno za slučajnu grešku. Drugim rečima, test se zasniva na dekompoziciji modela i proveru stacionarnosti svake od komponenata. U skladu sa tim, autori sugerišu upotrebu PANIC procedure (engl. *panel analysis of nonstationarity in the idiosyncratic and common components*) sa ciljem da se odredi da li nestacionarnost nastaje usled delovanja zajedničkih faktora ili slučajne greške.

Bai i Ng (2004) polaze od modela oblika:

$$y_{it} = d_{it} + \lambda_i' f_t + u_{it} \quad (4.54)$$

gde  $d_{it}$  predstavlja determinističku komponentu,  $f_t$  je vektor zajedničkih faktora i  $\lambda_i$  je korespondirajući vektor koeficijenata uz zajedničke faktore (engl. *factor loading*, faktorsko opterećenje). Posmatrajući jedinicu panela kao zbir  $d_{it}$ ,  $\lambda_i' f_t$  i  $u_{it}$ , prozilazi da je nestacionarnost posledica postojanja jediničnog korena u najmanje jednom zajedničkom faktoru ili slučajnoj grešci, ili eventualno u obe komponente modela istovremeno. Dakle, ne postoji ograničenje da  $f_t$  i  $u_{it}$  nužno moraju da budu istog nivoa integrisanosti i razvijeno je nekoliko statistika testa posebno za testiranje stacionarnosti slučajne greške, a posebno za zajedničke faktore (Hurlin i Mignon 2007).

Monte Karlo simulacija potvrđuje da test daje dobre rezultate čak i u manjim uzorcima, premda je i pokazano da test ima veću snagu kada su i  $N$  i  $T$  dovoljno velike dimenzije jer se u tim uslovima može izolovati dejstvo zajedničkih faktora i postići konzistentne ocene tih faktora.

#### 4.3.2.3 Phillips i Sul test, Moon i Perron test

Za razliku od Bai i Ng (2004) testa, Phillips i Sul (2003) i Moon i Perron (2004) polaze od testiranja postojanja jediničnog korena direktno na  $y_{it}$ , dakle bez primene odvojenih testova za proveru stacionarnosti individualne i zajedničke komponente.

Moon i Perron (2004) razmatraju standardni AR(1) proces sa fiksnim efektima i slično kao Pesaran (2007), polaze od pretpostavke da zajednički faktori predstavljaju komponentu slučajne greške. Autori su razmatrali dinamički model sledeće forme:

$$y_{it} = \mu_i + y_{it}^0 \quad (4.55)$$

$$y_{it}^0 = \rho_i y_{it-1}^0 + u_{it}$$

$$u_{it} = \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it}.$$

Evidentno je da su zajednički faktori, koji zapravo generišu korelisanost  $u_{it}$  i  $y_{it}$ , deo slučajne greške modela, pri čemu su obe komponente slučajne greške  $\lambda_i' f_t$  i  $\varepsilon_{it}$  zajedničke za sve vremenske serije u panelu, s tim što je prisutna heterogena reakcija jedinica panela na njihovo delovanje.

Transformisanjem polaznog modela dobija se model oblika:

$$\Delta y_{it} = (1 - \rho_i) \mu_i - (1 - \rho_i) y_{it-1} + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \text{ ili } \Delta y_{it} = (1 - \rho_i) \mu_i + \rho_i^* y_{it-1} + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it}. \quad (4.56)$$

Primena testa odnosi se na proveru sledećih hipoteza:

$H_0 : \rho_i = 1$  za svaku jedinicu posmatranja

$H_1 : \rho_i < 1$  za neku od jedinica posmatranja.

Osnovna ideja testa koji predlažu Moon i Perron (2004) odnosi se na transformisanje polaznog modela kako bi se eliminisala zajednička komponenta i nakon toga primenio test jediničnog korena. Primenom ove procedure eliminiše se zavisnost uporednih podataka tako da je moguće izvesti asimptotski normalnu raspodelu slično

kao kod LLC i IPS testova. Međutim, razlika između Moon i Perron testa u odnosu na LLC i IPS testove ogleda se u tome što su test statistike izvedene iz modela iz kog je isključen uticaj zajedničkih faktora.

Sa druge strane, Phillips i Sul (2003) su razmatrali restriktivniju formu modela u kontekstu zajedničkih faktora, odnosno pošli su od modela koji sadrži samo jedan zajednički faktor. Phillips i Sul test se zasniva na primeni postupka ortogonalizacije kako bi se eliminisali zajednički faktori i nakon toga upotrebili standardni testovi jediničnog korena. Proizilazi da se bazična razlika između testova koji su zasnovani na faktorskoj strukturi ali testiraju stacionarnost direktno na  $y_{it}$ , ogleda u proceduri eliminisanja zajedničkih faktora iz modela. Za razliku od primene metoda glavnih komponenti od koje su pošli Moon i Perron (2004), Phillips i Sul (2003) su primenom metoda momenata eliminisali zavisnost između jedinica posmatranja i na taj način stvorili pretpostavku za primenu testova jediničnog korena prve generacije.

#### 4.3.2.4 Choi test

Slično kao i procedura testiranja koju su predložili Moon i Perron (2003), Choi (2002) sugerise upotrebu testa jediničnog korena koji se zasniva na modifikovanoj seriji  $y_{it}$  tako da se omogućuje eliminacija korelisanosti uporednih podataka i potencijalna deterministička komponenta. Razlika je u tome što Choi (2002) polazi od modela sa komponentama slučajne greške:

$$y_{it} = \alpha_0 + y_{it}^0 \tag{4.57}$$

$$y_{it}^0 = \mu_i + \lambda_t + u_{it}$$

$$u_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} d_{ij} u_{it-j} + \varepsilon_{it} .$$

Model pretpostavlja delovanje jednog zajedničkog faktora koji je predstavljen vremenskim efektom  $\lambda_t$ , pri čemu se  $\lambda_t$  smatra kao slabo stacioniran proces. Za razliku od jednofaktorskog modela koji su predložili Phillips i Sul (2003) gde je prisutna heterogena reakcija jedinica panela na delovanje zajedničkog faktora, specifičnost

modela koji je razvio Choi ogleđa se u tome da zajednički faktor ima isti uticaj na sve jedinice panela.

Autor je formulisao nultu hipotezu koja pretpostavlja da jedinični koren postoji u komponenti  $u_{it}$  i odnosi se na sve jedinice posmatranja, odnosno  $H_0 : \sum_{j=1}^{p_i} d_{ij} = 1$ , dok alternativna hipoteza podrazumeva da za neke jedinice panela važi da je  $\sum_{j=1}^{p_i} d_{ij} < 1$ .

Sledeća specifičnost Choi testa ogleđa se u načinu eliminisanja korelisanosti uporednih podataka. Naime, za eliminisanje determinističkih komponenti autor predlaže dvostepenu proceduru: ERS pristup (Elliot, Rothenberg, i Stock 1996) kako bi se eliminisala konstanta (individualni efekti) i upotreba vremenskih serija iz kog su isključene sredine za eliminisanje vremenskih efekata. Na taj način nove promenljive postaju nezavisne po jedinicama posmatranja u uslovima velikih dimenzija  $N$  i  $T$ . Integrisanost komponente  $u_{it}$  određuje kvalitet ocena dobijenih OLS i GLS metodom. Ukoliko je  $u_{it} \sim I(0)$  ocene dobijene OLS metodom su efikasne, dok za slučaj kada je  $u_{it} \sim I(1)$  GLS ocene imaju bolja svojstva u konačnom uzorku. Dodatno, smatra se da je Choi (2002) prvi ponudio ekstenziju ERS pristupa u kontekstu panel podataka (Hurlin i Mignon 2007).

#### 4.3.2.5 Testovi zasnovani na ograničenju kovarijacione matrice

Za razliku od testova jediničnog korena prve generacije, O'Connell (1998) je prvi autor koji je obuhvatio problem korelisanosti jedinica panela prilikom testiranja jediničnog korena. Autor je predložio test jediničnog korena za homogene panele koji se zasniva na metodu GLS pri čemu je kovarijaciona matrica dobijena na sličan način kao i matrica u modelu sa komponentama slučajne greške sa nezavisnim slučajnim individualnim i vremenskim efektima. Međutim, specifikacija koju je predložio O'Connell (1998) je suviše specifična da bi mogla uopšteno da se koristi iz razloga što je primenjiva jedino u slučaju kada je broj jedinica panela fiksna.

Maddala i Wu (1999) su pokušali da reše problem korelisanosti jedinica posmatranja tako što su primenom procedure reuzorkovanja (eng. *bootstrap*) pokušali da odrede empirijske raspodele LLC, IPS i testova Fisher-ovog tipa kako bi se izveli

odgovarajući zaključci. Pored toga što je procedura reuzorkovanja smanjila distorzije testa u smislu neopravdanog odbacivanja nulte hipoteze, osnovni nedostatak ove metodologije ogleda se u tome što je komplikovana za primenu.

Uzimajući u obzir manjkavost prethodnih pristupa, Chang (2002, 2004) je za rešavanje problema korelisanosti predložio primenu metoda instrumentalnih promenljivih. Procedura testiranja podrazumeva da se za svaku jedinicu panela na osnovu ADF regresije oceni autoregresioni koeficijent, s tim što se u pojedinačnim ADF regresijama koriste instrumenti dobijeni na osnovu odgovarajuće transformacije vrednosti zavisne varijable sa docnjom. Chang (2002) je polazeći od AR(1) modela  $y_{it} = \rho_i y_{it-1} + u_{it}$  i pretpostavke da je slučajna greška oblika:  $\lambda^i(L)u_{it} = \varepsilon_{it}$ , gde je

$\lambda^i(L) = 1 - \sum_{k=1}^{p_i} \phi_{ik} L^k$ , izveo transformisani model:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \phi_{ik} u_{it-k} + \varepsilon_{it}. \quad (4.58)$$

Nulta hipoteza testa podrazumeva da sve jedinice panela sadrže jedinični koren, dok se u okviru alternativne hipoteze pretpostavlja da su neke, ali ne sve, jedinice panela stacionarne. Odnosno:

$H_0 : \rho_i = 1$  za svaku jedinicu panela

$H_0 : |\rho_i| < 1$  za neke jedinice panela.

S obzirom da je u uslovima važenja nulte hipoteze  $\Delta y_{it} = u_{it}$ , autor je preložio i sledeću formu prethodnog modela:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \phi_{ik} \Delta y_{it-k} + \varepsilon_{it}. \quad (4.59)$$

Za testiranje nulte hipoteze Chang (2002) predlaže upotrebu test statistike koja se zasniva na ocenama izvedenim metodom instrumentalnih promenljivih ( $\hat{\rho}_i$ ) i koja



konvergira ka standardizovanoj normalnoj raspodeli u asimptotskim uslovima:

$$Z_i = \frac{\hat{\rho}_i - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i}}.$$

S obzirom da su raspodele  $Z_i$  statistika međusobno nezavisne, testiranje jediničnog korena se zasniva na statistici je formulisana kao prosek individualnih  $Z_i$  statistika:

$$S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N Z_i, \quad (4.60)$$

pri čemu  $S_N$  ima standardizovanu normalnu raspodelu. Na osnovu simulacije koju je sproveo autor, dokazano je da se predložena procedura testiranja može primeniti u uslovima bilo koje dimenzije  $N$  i da test ima bolja svojstva u odnosu na IPS test. Sa druge strane, Im i Pesaran (2003) su pokazali da je Chang-ov test primenjiv jedino u uslovima kada je  $N$  fiksno i  $T \rightarrow \infty$  kao i da test ispoljava značajne slabosti kada je  $N$  relativno male dimenzije u odnosu na  $T$ .

#### 4.4 Testovi kointegracije u panelu

Slično kao i kada su u pitanju testovi jediničnog korena, kombinovanjem podataka po jedinicama posmatranja i kroz vreme povećava se jačina testova kointegracije u panelu u odnosu na testove primenjivane u klasičnoj analizi vremenskih serija (Westerlund 2007a). Uopšteno govoreći, kointegracija podrazumeva postojanje stacionirane linearne kombinacije između integrisanih promenljivih i pretpostavlja njihovu usklađenost u dugom roku. Postoji kointegracija u homogenim i heterogenim panelima, što je određeno vrednostima kointegracionih parametara koje mogu da budu jednake ili da se razlikuju po individualnim jedinicama. Pored osnovne podele na testove prve i druge generacije koji se primenjuju u nezavisnim odnosno zavisnim panelima, testove kointegracije možemo podeliti i polazeći od primenjenog pristupa prilikom ocenjivanja, kao i u pogledu definisanja nulte hipoteze.

Ukoliko se pođe od same procedure testiranja razlikujemo testove na bazi reziduala i testove koji obuhvataju primenu metoda maksimalne verodostojnosti. Testovi kointegracije koji se baziraju na rezidualima polaze od toga da li je slučajan proces iz ocenjene kointegracione regresije stacionaran ili ne. Sa druge strane, testovi zasnovani na metodu maksimalne verodostojnosti koriste se ne samo za proveru postojanja kointegracije nego i za određivanje broja kointegracionih veza između jedinica posmatranja. Prednost ove grupe testova ogleda se i tome što rezultati testiranja ne zavise od promenljive koja se koristi za normalizaciju kointegracionog vektora.

Pored oslanjanja na primenjen pristup u analizi, testove kointegracije možemo podeliti i polazeći sa aspekta definisanih hipoteza. U tom kontekstu razlikujemo dva osnovna pravca testiranja. Prvi, koji u okviru nulte hipoteze podrazumeva postojanje kointegracije i drugi, koji polazi od nepostojanja kointegracije pod nultom hipotezom.

S obzirom na to da je pojedine testove kointegracije moguće svrstati u različite grupe u zavisnosti od kriterijuma podele, u nastavku je u okviru testova prve generacije izvršena distinkcija između testova koji u okviru nulte hipoteze pretpostavljaju nepostojanje kointegracije (Kao 1999; McCoskey i Kao 1999; Pedroni 1999, 2004; Larsson, Lyhagen, i Löthgren 2001; Groen i Kleibergen 2003) i testova koji pretpostavljaju kointegraciju (McCoskey i Kao 1998). Dodatno, testovi koji u okviru nulte hipoteze testiraju da kointegracija ne postoji podeljeni su na testove na bazi reziduala (Kao 1999, McCoskey i Kao 1999; Pedroni 1999) i testove koji se zasnivaju na metodu maksimalne verodostojnosti (Larsson, Lyhagen, i Löthgren 2001; Groen i Kleibergen 2003). Što se tiče testova kointegracije druge generacije, prikazani su testovi zasnovani na modelu sa korekcijom ravnotežne greške (Westerlund 2007a; Westerlund i Edgerton 2007b) i testovi na bazi zajedničkih faktora (Bai i Ng 2004; Westerlund 2008a; Westerlund i Edgerton 2008b; Gengenbach, Urbain, i Westerlund 2008, 2015; Bai i Carrion-Silvestre 2009; Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2014).

#### 4.4.1 Testovi kointegracije prve generacije

##### 4.4.1.1 Kao test (1999)

Kao (1999) je predložio test koji pretpostavlja homogene kointegracione vektore za sve jedinice panela, pri čemu se u okviru nulte hipoteze razmatra da serija reziduala iz ocenjene regresije sadrži jedinični koren dok alternativna hipoteza polazi od toga da su reziduali stacionarni.

Kao je pošao od modela oblika:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} ; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T , \quad (4.61)$$

gde je:  $y_{it} = y_{it-1} + e_{it}$  i  $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$ ;  $\alpha_i$  označavaju individualne konstante,  $\beta$  je parametar nagiba koji je zajednički za sve individualne jedinice  $i$ ,  $u_{it}$  je oznaka za slučajnu grešku. Procedura testiranja podrazumeva upotrebu DF i ADF testova. Primena DF testa na ocenjene rezidualne iz polazne regresije (4.61) ima sledeću formu:

$$\hat{u}_{it} = \rho \hat{u}_{it-1} + \varepsilon_{it} . \quad (4.62)$$

Eliminisanje autokorelacije reziduala podrazumeva proširenje polaznog modela i upotrebu ADF testa oblika:

$$\hat{u}_{it} = \rho \hat{u}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta \hat{u}_{it-j} + \varepsilon_{it} . \quad (4.63)$$

S obzirom na to da su promenljive  $y_{it}$  i  $x_{it}$  prvog reda integrisanosti, nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije podrazumeva da i serija reziduala  $u_{it}$  poseduje jedinični koren. Primena Kao-vog testa kointegracije podrazumeva proveru sledećih hipoteza :

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1 .$$

Primenom metoda običnih najmanjih kvadrata izvodi se ocena parametra  $\rho$  :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{u}_{it-1}^2}.$$

Kao je predložio upotrebu četiri testa koja se zasnivaju na DF statistici ( $DF_{\rho}^*, DF_t^*, DF_{\rho}, DF_t$ ) i jedan koji se bazira na ADF statistici. Varijante DF testa se razlikuju u zavisnosti da li obuhvataju pretpostavku o strogoj egzogenosti regresora. Bez obzire na njihove pojedinačne specifičnosti, Kao je pokazao da njihove asimptotske raspodele konvergiraju ka standardizovanoj normalnoj raspodeli kada  $N \rightarrow \infty$  i  $T \rightarrow \infty$ .

Kasnije, McCoskey i Kao (1999) su relaksirali polaznu pretpostavku o zajedničkom koeficijentu za sve jedinice panela i predložili upotrebu dva testa za proveru nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije uz različite nagibe i individualne konstante u okviru jedinica posmatranja. Prvi test se zasniva na proceduri IPS testa jediničnog korena koja podrazumeva da se za svaku jedinicu panela ocenjuje posebna regresija na osnovu koje se formiraju međusobno nezavisne statistike koje se kasnije združivaju. Primena testa kointegracije podrazumeva upotrebu test statistike koja zapravo predstavlja prosek pojedinačnih, prethodno združenih, ADF statistika. Drugi test polazi od pristupa koji su predložili Philips i Ouliaris (1990) i obuhvata ocenu reziduala polaznog modela predstavljenog izrazom (4.57). Ocenjeni reziduali se koriste za izvođenje relacije oblika:  $\hat{u}_{it} = \alpha_i \hat{u}_{it-1} + v_{it}$ , koja je zapravo slična ADF testu ali bez uključenih docnji slučajne greške. Statistika testa se i u ovom slučaju određuje kao prosek pojedinačnih statistika. Dodatno, razvijeni su i testovi Lagranžovog multiplikatora koji u okviru nulte hipoteze pretpostavljaju postojanje kointegracije, a predstavljeni su u nastavku ovog poglavlja (Tačka 4.4.1.4).

#### 4.4.1.2 Pedroni test

Pretpostavka o homogenim kointegracionim vektorima često nije ispunjena u empirijskim istraživanjima i upućuje na pogrešan zaključak o nepostojanju kointegracije kada su promenljive zapravo kointegrirane. U tom smislu, značajan napredak na području testova kointegracije odnosi se na usvajanje pretpostavke o heterogenim kointegracionim vektorima. Pedroni (1999, 2004) je preložio upotrebu testa kointegracije koji u okviru alternativne hipoteze pretpostavlja da se kointegracioni vektori mogu razlikovati po jedinicama posmatranja, uključujući i mogućnost heterogenih individualnih efekata za različite jedinice panela.

Primena testa u prvom koraku podrazumeva ocenu reziduala iz regresije oblika:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{Ki} x_{Kit} + u_{it}; \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, K. \quad (4.64)$$

Imajući u vidu uključenu pretpostavku o heterogenosti, koeficijenti nagiba  $\beta_i$  mogu da se razlikuju u okviru jedinica posmatranja, a s obzirom da regresija uključuje  $K$  regresora, model je moguće predstaviti kao sistem od  $N$  različitih jednačina, svaka sa  $K$  regresora. Individualne konstante odnosno fiksni efekti i linearni trend označeni su sa  $\alpha_i$  i  $\delta_i$ , pri čemu obe komponente mogu da se razlikuju za pojedinačne jedinice posmatranja. Za promenljive  $y_{it}$  i  $x_{it}$  se pretpostavlja da su  $I(1)$ , pa i nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije podrazumeva da su i reziduali dobijeni ocenjivanjem prethodnog modela  $\hat{u}_{it} \sim I(1)$ .

Pedroni (1999) je predložio upotrebu sedam kointegracionih statistika i izveo odgovarajuće asimptotske raspodele. Četiri statistike se odnose na grupisanje podataka unutar dimenzije (panel kointegracione statistike) i obuhvataju udruživanje autoregresionih koeficijenata za različite jedinice panela prilikom provere stacionarnosti ocenjenih reziduala. Tri statistike se zasnivaju na udruživanju podataka između dimenzija (kointegracione statistike grupnih sredina) i podrazumevaju uprosečavanje ocenjenih koeficijenata za svaku jedinicu posmatranja.

Nulta hipoteza koja podrazumeva da ocenjeni reziduali poseduju jedinični koren ista je za obe grupe testova, dok razlika postoji u pogledu formulacije alternativne

hipoteze. Polazeći od specifikacije ocenjenih reziduala:  $\hat{u}_{it} = \rho_i \hat{u}_{it-1} + e_{it}$ , prva grupa testovapodrazumeva homogene koeficijente ocenjenih reziduala i odnosi se na proveru sledećih hipoteza:

$$H_0 : \rho_i = 1, i = 1, \dots, N$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 1, i = 1, \dots, N .$$

Testovi koji uključuju heterogenost autoregresionih koeficijenata obuhvataju sledeće hipoteze:

$$H_0 : \rho_i = 1, i = 1, \dots, N$$

$$H_1 : \rho_i < 1, i = 1, \dots, N .$$

U okviru prve grupe testova koriste se: neparametarska statistika testa odnosa varijansi, dve neparametarske statistike koje predlažu Phillips i Perron (1988) ali koje su prilagođene panel podacima ( $\rho$ -statistika i  $t$ -statistika) i parametarska ADF statistika. Slično kao kod prve grupe testova, druga grupa testova takođe koriste pomenute dve modifikovane neparametarske statistike (varijante Phillips-Perron test-statistika) i ADF statistiku<sup>13</sup>. Pedroni je pokazao da nakon odgovarajuće normalizacije koja zavisi od funkcije Braunovog kretanja, svaka od predloženih sedam statistika ima asimptotski normalnu raspodelu u uslovima kada  $T, N \rightarrow \infty$ .

#### **4.4.1.3 Testovi kointegracije u panelu na bazi primene metoda maksimalne verodostojnosti**

Pored pristupa koji se zasniva na analizi reziduala ocenjene regresije, testiranje kointegracije moguće je sprovesti i polazeći od modela ocenjenih primenom metoda maksimalne verodostojnosti. U okviru ove grupe testova najpoznatiji su Larsson, Lyhagen, i Löthgren (2001) test i Groen i Kleibergen (2003) test. U nastavku sledi kratka prezentacija ovih testova.

Larsson, Lyhagen i Löthgren su preložili testiranje kointegracije u heterogenim modelima panela na osnovu standardizovane statistike testa količnika verodostojnosti (engl. *likelihood-ratio statistic*, LR statistika) koja se izračunava kao prosek individualnih statistika traga uz primenu procedure testiranja koja je predložena od

---

<sup>13</sup> Izvođenje pojedinačnih statistika prikazano je u radu Pedroni (1999, str. 658-662).

strane Johansen (1996). Autori su pošli od heterogenog panel VAR modela za  $K$ -dimenzioni proces  $y_{it}$ :

$$y_i = \sum_{j=1}^{p_i} A_{ij} y_{i,t-j} + u_{it}; \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.65)$$

pri čemu model ne omogućuje ni uključivanje konstante, ni individualnog trenda. Za slučajnu grešku se pretpostavlja da sledi proces Gausovog belog šuma sa nesingularnom kovarijacionom matricom,  $u_{it} \sim N(0, \Omega_i)$ . Prethodni model, predstavljen u formi modela sa korekcijom ravnotežne greške, ima sledeći oblik:

$$\Delta y_{it} = \Pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \Gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{it} \quad (4.66)$$

gde je  $\Pi_i = -(I_K - A_{i1} - \dots - A_{i,p_i})$  za  $i = 1, \dots, N$ , dok je matrica kratkoročnih parametara oblika:  $\Gamma_{ij} = -(A_{i,j+1} + \dots + A_{i,p_i})$  za  $j = 1, \dots, p_i - 1$ .

U okviru nulte hipoteze polazi se od pretpostavke da za sve jedinice posmatranja postoji najviše  $r$  kointegracionih relacija između  $k$  promenljivih. Polazne hipoteze se mogu definisati na sledeći način:

$$H_0 : \text{rang}(\Pi_i) = r_i \leq r, \text{ za sve } i = 1, \dots, N$$

$$H_1 : \text{rang}(\Pi_i) = k, \text{ za sve } i = 1, \dots, N.$$

Autori polaze od izračunavanja statistike traga za svaku jedinicu posmatranja  $i$ , a potom se na osnovu proseka  $n$  statistika traga izračunava standardizovana  $\bar{LR}$  statistika. Procedura testiranja zasniva se na proveru hipoteze  $H_0 : r = 0$  u prvoj iteraciji, a ukoliko se nulta hipoteza odbaci dalje se testira  $H_0 : r = 1$ . Postupak se nastavlja sve dok se nulta hipoteza ne usvoji ili dok se ne odbaci hipoteza  $H_0 : r = k - 1$ .

Test polazi od pretpostavke da su promenljive najmanje integrisane reda jedan i ne uzima u obzir zavisnost uporednih podataka. Larsson, Lyhagen, i Löthgren su

pokazali da u uslovima kada su prva dva momenta asimptotske statistike traga konačni, standardizovana LR statistika ima standardizovanu normalnu raspodelu kada  $N, T \rightarrow \infty$  i kada  $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ .

Pored standardizovane LR statistike, moguće je koristiti i statistiku maksimalne karakteristične vrednosti gde se pod nultom hipotezom pretpostavlja da se između  $k$  promenljivih obrazuje najviše  $r$  kointegracionih vektora,  $H_0 : rang(\Pi_i) = r_i \leq r$ , naspram alternativne,  $H_1 : rang(\Pi_i) = r_i \leq r + 1$  (Karaman Örsal 2007).

Groen i Kleibergen (2003) su pošli od procedure testiranja koja obuhvata ocenu maksimalne verodostojnosti kointegracionih vektora primenom iterativnog uopštenog metoda momenata i formulisanje panel modela sa korekcijom ravnotežne greške (engl. *vector error correction*, VEC) na osnovu VEC modela za pojedinačne jedinice posmatranja. Za razliku od testa koji su predložili Larsson, Lyhagen, i Löthgren i koji podrazumeva ocenu VEC modela za svaku jedinicu panela posebno, Groen i Kleibergen predlažu ocenu kointegracionih vektora za jedinstveni panel VEC model uz mogućnost testiranja homogenih dugoročnih parametara koje prati heterogena kratkoročna dinamika.

Dakle, polazi se od vektorske specifikacije za svih  $N$  jedinica posmatranja:

$$\Delta y_t = \Pi_A y_{t-1} + u_t, \quad (4.67)$$

gde su  $\Delta y_t$ ,  $y_{t-1}$  i  $u_t$  vektori dimenzije  $(NK \times 1)$ ,  $\Pi_A$  su matrice dimenzije  $(NK \times NK)$  i submatrice  $\Pi_i$  su dimenzije  $(K \times K)$  za  $i = 1, \dots, N$ .

Uključujući pretpostavku da je kointegracioni rang isti za sve jedinice panela,  $rang(\Pi_i) = r$  za svako  $i = 1, \dots, N$  i  $r < K$ , dobija se redukovana forma panel VEC modela:

$$\Delta y_t = \Pi_B y_{t-1} + u_t. \quad (4.68)$$

Dalje, uvodeći ograničenje o zajedničkom kointegracionom vektoru,  $\beta = \beta_i$  za  $i = 1, \dots, N$  dobija se sledeća forma modela:



$$\Delta y_t = \Pi_C y_{t-1} + u_t. \quad (4.69)$$

Na osnovu predstavljenih specifikacija panel modela, formulišu se hipoteze testa:

$$H_0 : \Pi_B \text{ i } H_1 : \Pi_A$$

$$H_0 : \Pi_C \text{ i } H_1 : \Pi_A.$$

Prednost testa je što se može primeniti u uslovima postojanja korelacije po jedinicama posmatranja, i Groen i Kleibergen su izveli dve LR statistike za testiranje zajedničkog kointegracionog ranga za individualne VEC modele (proveru postavljenih hipoteza,  $LR(\Pi_B | \Pi_A)$  i  $LR(\Pi_C | \Pi_A)$ ), i pokazali da statistike imaju normalnu raspodelu kada  $N, T \rightarrow \infty$  pri čemu  $N/T \rightarrow 0$ .

#### 4.4.1.4 Postojanje kointegracije u okviru nulte hipoteze

Testovi koji pod nultom hipotezom pretpostavljaju postojanje kointegracije inicijalno su se razvili u analizi vremenskih serija kao odgovor na kritike upućene na testove koji podrazumevaju nepostojanje kointegracije u okviru nulte hipoteze (Shin 1994). Dodatno, obuhvatanje kointegracije pod nultom hipotezom poželjno je u situacijama kada se kointegrisanost promenljivih pretpostavlja ekonomskom teorijom. U tom smislu, McCoskey i Kao (1998) su predložili testiranje kointegracije primenom testa koji se zasniva na analizi reziduala i koji pod nultom hipotezom podrazumeva prisustvo kointegracije. Test zapravo predstavlja modifikovanu verziju testa Lagranžovog multiplikatora (LM) koji su razvili Harris i Inder (1994) i Shin (1994) i test se smatra pogodnim kada postoji MA proces jediničnog korena u vremenskim serijama. Slično kao i u klasičnoj analizi vremenskih serija, za dobijanje asimptotski efikasne ocene kointegriranih varijabli, koriste se metod potpuno modifikovanih običnih najmanjih

kvadrata (engl. *fully modified ordinary least square*, FMOLS) ili dinamički metod običnih najmanjih kvadrata (engl. *dynamic ordinary least square*, DOLS) metod<sup>14</sup>.

McCoskey i Kao su pošli od sledećeg modela:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.70)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$u_{it} = \gamma_{it} + e_{it}$$

$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + \theta e_{it}, \quad e_{it} \sim IID(0, \sigma_e^2),$$

pri čemu su  $e_{it}$  nezavisne i identično raspodeljene slučajne promenljive, a  $y_{it}$  i  $x_{it}$  su procesi prvog reda integrisanosti.

Model (4.70) može se prikazati i u obliku:  $y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + \theta \sum_{j=1}^t e_{ij} + e_{it}$ , odnosno,

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + v_{it}, \quad \text{pri čemu je } v_{it} = \theta \sum_{j=1}^t e_{ij} + e_{it}. \quad \text{U slučaju kada je } \theta = 0 \text{ važi da je}$$

$v_{it} = e_{it}$  i u tim uslovima  $v_{it}$  predstavlja stacionaran proces, dok se za  $\theta \neq 0$  podrazumeva da  $v_{it}$  poseduje jedinični koren (McCoskey i Kao 1998).

Nulta hipoteza podrazumeva postojanje kointegracije,  $H_0 : \theta = 0$ , dok se pod alternativnom pretpostavlja da promenljive nisu kointegrisane,  $H_1 : \theta \neq 0$ . Provera hipoteza podrazumeva primenu statistike testa u sledećem obliku:

$$LM = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{s^{+2}} \quad (4.71)$$

gde je  $S_{it}$  parcijalna suma reziduala,  $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_{ij}$ , dok je  $s^{+2} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^{+2}$ .

Autori su pokazali da u uslovima važenja hipoteze o postojanju kointegracije, statistika testa poseduje normalnu raspodelu kada  $N, T \rightarrow \infty$ :

<sup>14</sup> Detaljnije o načinu izvođenja ocena putem FMOLS i DOLS metoda u McCoskey i Kao (1998, str. 8-10).

$$\sqrt{N}(LM - \mu_v) \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (4.72)$$

gde je  $\mu_v = E\left[\int V^2\right]$  i  $\sigma_v^2 = \text{var}\left(\int V^2\right)$ , (McCoskey i Kao 1998, str. 26).

#### 4.4.2 Testovi kointegracije druge generacije

Westerlund (2007a) je formulisao četiri testa za proveru kointegrisanosti promenljivih u panelu i predložio upotrebu modela sa korekcijom ravnotežne greške prilikom testiranja nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije. Polazi se od toga da ukoliko je ravnotežna greška jednaka nuli promenljive u panelu nisu međusobno kointegrisane. U okviru alternativne hipoteze, dva testa podrazumevaju da kointegrisanost postoji na nivou panela kao celine, dok druga dva testa pretpostavljaju postojanje kointegracione veze za makar jednu jedinicu panela.

Westerlund je pošao od modela:

$$y_{it} = \phi_{1i} + \phi_{2i}t + z_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.73)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$$

gde  $y_{it}$  obuhvata determinističku i stohastičku komponentu, dok je  $K$ -dimenzioni vektor  $x_{it}$  predstavljen kao proces slučajnog hoda. Stohastička komponenta  $z_{it}$  se može prikazati na sledeći način:

$$\alpha_i(L)\Delta z_{it} = \alpha_i(z_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + u_{it} \quad (4.74)$$

gde je  $\alpha_i$  parametar korekcije greške,  $\alpha_i(L) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}L^j$ , i  $\gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij}L^j$ .

Na osnovu formulacije za  $z_{it}$  i polazeći od modela (4.69) izvodi se model sa korekcijom ravnotežne greške:

$$\alpha_i(L)\Delta y_{it} = \delta_{1i} + \delta_{2i}t + \alpha_i(y_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + u_{it} \quad (4.75)$$

pri čemu su determinističke komponente predstavljene na sledeći način:  $\delta_{1i} = \alpha_i(1)\phi_{2i} - \alpha_i\phi_{1i} + \alpha_i\phi_{2i}$  i  $\delta_{2i} = -\alpha_i\phi_{2i}$ . U pogledu determinističkih komponenti moguće su tri varijante modela: (i)  $\phi_{1i} = \phi_{2i} = 0$ , model ne sadrži ni individualne konstante ni trend; (ii)  $\phi_{1i} \neq 0$  i  $\phi_{2i} = 0$  model uključuje samo individualne konstante bez trenda;  $\phi_{1i} \neq 0$  i  $\phi_{2i} \neq 0$  model sa individualnim konstantama i trendom.

Westerlund je model sa korekcijom ravnotežne greške prikazao i u sledećem obliku:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_i + \alpha_i(y_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}\Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij}\Delta x_{it-j} + u_{it} \quad (4.76)$$

gde je  $d_i(1,t)'$  deterministička komponenta i  $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$  su odgovarajući vektori parametara uz determinističke komponente. Dugoročna ravnotežna veza između promenljivih postoji ukoliko je komponenta modela  $y_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}$  stacionarna i ukoliko su reziduali stacionarni. Drugim rečima, ako je  $\alpha_i < 0$  postoji korekcija greške, što podrazumeva da su  $x_{it}$  i  $y_{it}$  kointegrisane. Ako je  $\alpha_i = 0$  nema korekcije greške ni kointegracije.

Polazeći od modela (4.76), Westerlund je izveo četiri test statistike ( $G_\tau, G_\alpha, P_\tau, P_\alpha$ ) za testiranje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije.

Prva dva testa se zasnivaju na metodu grupnih sredina i statistike  $G_\tau$  i  $G_\alpha$  koriste se za testiranje:

$H_0 : \alpha_i = 0$  za svako  $i$  (ne postoji kointegracija)

$H_1 : \alpha_i < 0$  za najmanje jedno  $i$  (kointegracija postoji za makar jednu jedinicu panela).

Druga dva panel testa se zasnivaju na združivanju podataka za sve jedinice posmatranja i koriste statistike  $P_\tau$  i  $P_\alpha$  za proveru sledećih hipoteza:

$H_0 : \alpha_i = 0$  za svako  $i$  (ne postoji kointegracija)

$H_1 : \alpha_i = \alpha < 0$  za sve jedinice  $i$  (postoji kointegracija za ceo panel).

Prilikom izvođenja statistika testa polazi se od relacije (4.76) koja se prikazuje u sledećem obliku:

$$\Delta y_{it} = \delta'_t d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda'_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + u_{it}, \quad (4.77)$$

gde je  $\lambda'_i = -\alpha_i \beta'_i$  i koji se ocenjuje metodom običnih kvadrata. Nakon dobijanja ocena  $\hat{\gamma}_{ij}$  i  $\hat{u}_{it}$  pristupa se izvođenju ocene:

$$\hat{e}_{it} = \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{u}_{it}, \quad (4.78)$$

koja se potom koristi za izračunavanje:  $\hat{\alpha}_i(1) = \hat{\omega}_{ui} / \hat{\omega}_{yi}$  pri čemu su  $\hat{\omega}_{ui}$  i  $\hat{\omega}_{yi}$  ocene dugoročne varijanse zasnovane na  $\hat{e}_{it}$  i  $\Delta y_{it}$ .

Izračunavanje prve dve statistike testa vrši se na sledeći način:

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad \text{i} \quad G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}, \quad (4.79)$$

gde  $SE(\hat{\alpha}_i)$  predstavlja standardnu grešku ocene  $\hat{\alpha}_i$ .

Za izvođenje druge dve statistike testa, slično kao kod izvođenja statistika testa za  $G_\tau$  i  $G_\alpha$  (relacija 4.77), ocenjuju se sledeće regresije:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}'_t d_t - \hat{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (4.80)$$

i

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \tilde{\delta}'_t d_t - \tilde{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j}, \quad (4.81)$$

sa namerom da se u sledećem koraku izračuna zajednički parametar korekcije ravnotežne greške i njegova standardna greška:

$$\hat{\alpha} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{it-1} \Delta \tilde{y}_{it} ; SE(\hat{\alpha}) = \left( (\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (4.82)$$

gde je  $\hat{S}_N^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\alpha}_i(1)}$ , pri čemu je  $\hat{\sigma}_i$  ocenjena standardna greška regresije predstavljene izrazom (4.77).

Konačno, izvode se dve statistike testa oblika:

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \text{ i } P_\alpha = T\hat{\alpha}. \quad (4.83)$$

Westerlund (2007a) je pokazao da pod pretpostavkom važenja nulte hipoteze statistike imaju normalnu raspodelu kada  $N, T \rightarrow \infty$ . Test je moguće primeniti i ukoliko se uzme u obzir zavisnost uporednih podataka, kada primena testa podrazumeva upotrebu tehnike reuzorkovanja (eng. *bootstrap*) kako bi se dobile robustne  $p$ -vrednosti.

Slično kao McCoskey i Kao (1998), Westerlund i Edgerton (2007b) su polazeći od testiranja postojanja kointegracije pod nultom hipotezom razvili test kointegracije koji se zasniva na primeni Lagranžovog multiplikatora. Specifičnost testa ogleda se u primeni procedure reuzorkovanja tako da se obuhvati zavisnost podataka i po jedinicama posmatranja i kroz vreme. Autori predlažu pristup koji zavisnost ravnotežnih grešaka približno određuje autoregresionim procesom konačnog reda i proceduru reuzorkovanja iz zajedničkej empirijske raspodele slučajnih grešaka.

Westerlund i Edgerton (2007b) su pošli od modela:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \beta_i + z_{it} \quad (4.84)$$

$$z_{it} = u_{it} + v_{it},$$

pri čemu je  $v_{it} = \sum_{j=1}^t v_{ij}$  i  $v_{it} \sim (0, \sigma_i^2)$ . Za vektor  $w_{it} = (u_{it}, \Delta x_{it}')$  važi:

$$w_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{ij} e_{it-j} \quad (4.85)$$

gde greške  $e_{it}$  imaju nultu srednju vrednost i nezavisno su distribuirane tokom vremena. S obzirom da  $\alpha_{ij}$  varira po jedinicama posmatranja, proizilazi da model dozvoljava heterogenu korelacionu strukturu. Primena testa podrazumeva proveru sledećih hipoteza:

$$H_0 : \sigma_i^2 = 0 \text{ za svako } i$$

$$H_1 : \sigma_i^2 > 0 \text{ za najmanje jedno } i.$$

Kod ove verzije LM testa, statistika ima sledeći oblik:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}^{-2} S_{it}^2 \quad (4.86)$$

gde je  $S_{it}$  parcijalna suma procesa  $\hat{z}_{it}$  i  $\hat{\omega}_i^2$  je ocenjena dugoročna varijansa od  $u_{it}$  uslovljena sa  $\Delta x_{it}$ .

#### 4.4.3 Testovi na bazi zajedničkih faktora

Na osnovu definisanog testa za proveru postojanja jediničnog korena, Bai i Ng (2004) sugerišu primenu *PANIC* procedure kako bi se ispitala kointegrisanost jedinica panela. Nulta hipoteza testa pretpostavlja da kointegracija ne postoji, dok prihvatanje alternativne hipoteze podrazumeva da postoji makar jedna kointegraciona veza (heterogena pretpostavka). Autori su pošli od modela:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (4.87)$$

$$u_{it} = \gamma_i' f_t + e_{it}.$$

Procedura testiranja praktično podrazumeva proveru tri vrste nultih hipoteza o nepostojanju kointegracije i to za: specifične komponente, zajedničke faktore i na nivou panela kao celine. Kako bi se eliminisali zajednički faktori, u prvom koraku primenjuje se *PANIC* analiza za svaku promenljivu  $y_{it}$  i  $x_{it}$  pojedinačno, nakon čega sledi primena testa jediničnog korena i za zajedničke faktore i za specifičnu komponentu. U narednom koraku se na osnovu integrisanosti zajedničkih faktora i specifične komponente donosi odluka o kointegriranosti promenljivih u panelu. Sa stanovišta testiranja polaznih hipoteza, moguće su sledeći konačni zaključci:

- (i) kointegriranost postoji između jedinica panela ako su zajednički faktori integrisani  $I(1)$ , a specifična komponenta sa  $I(0)$ . U tom slučaju, smatra se da je nestacionarnost posledica umanjenog broja zajedničkih stohastičkih trendova, a da kointegriranost nastaje usled kointegriranosti zajedničkih faktora za  $y_{it}$  i  $x_{it}$  (Gengenbach, Palm, i Urbain 2006);
- (ii) ukoliko su i zajednički faktori i specifične komponente prvog reda integrisanosti,  $I(1)$ , vrši se defaktorizacija odvojeno za  $y_{it}$  i  $x_{it}$  da bi se kasnije na defaktorizovanim serijama primenio standardni test kointegracije, npr. Pedroni test;
- (iii) odbacivanje hipoteze o nepostojanju kointegracije za zajedničke faktore i specifičnu komponentu upućuje i na odbacivanje hipoteze o nepostojanju kointegracije za promenljive na nivou panela.

Oslanjajući se na model sa zajedničkim faktorima, Westerlund (2008a) je predložio dva testa kointegracije koja uključuju zavisnost uporednih podataka i podrazumevaju primenu slične procedure koju su koristili Bai i Ng (2004). Oba testa se zasnivaju na Durbin-Hausman principu<sup>15</sup> i dozvoljavaju heterogenost u okviru alternativne hipoteze, pri čemu statistike testa ne zavise od regresora modela i imaju normalnu raspodelu u asimptotskim uslovima kada  $N, T \rightarrow \infty$  pri čemu  $N/T \rightarrow 0$ . Ukoliko se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije ne odbije, zaključuje se da kointegriranost ne postoji. Sa druge strane, ukoliko se nulta hipoteza odbaci prelazi se na primenu testa jediničnog korena za zavisnu varijablu i ako se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena ne odbaci zaključuje se da postoji kointegracija.

---

<sup>15</sup> Detaljnije o Durbin-Hausman testu kointegracije u Choi (1994) i Westerlund (2008a).



Odbacivanje nulte hipoteze ukazuje da su promenljive stacionarne u njihovim nivoima i da kointegracija ne postoji (Westerlund 2008a).

S obzirom da su strukturni lomovi relativno česta pojava kada se analiziraju podaci u dužem vremenskom periodu i imajući u vidu činjenicu da njihovo prisustvo dominantno utiče na kointegracioni vektor, dalji razvoj testova kointegracije pruža mogućnost njihovog odgovarajućeg modeliranja. U tom kontekstu, Westerlund i Edgerton (2008b) su na osnovu testova jediničnog korena koji se zasnivaju na Lagrandžovom multiplikatoru izveli dva testa koji pod nultom hipotezom pretpostavljaju nepostojanje kointegracije i koji se mogu primeniti u sledećim uslovima: prisustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije slučajnih grešaka, postojanje individualnih konstanti i komponente trenda, zavisnosti uporednih podataka i postojanje nepoznatih strukturnih lomova koji se mogu pojaviti i u konstanti i u parametru nagiba kointegracione regresije. Takođe, strukturni lomovi se ne moraju pojaviti u istom trenutku za sve jedinice posmatranja, dakle mogući su strukturni lomovi koji se pojavljuju u različito vreme za različite jedinice posmatranja. Asimptotska analiza je pokazala da test-statistike razvijene u Westerlund i Edgerton (2008b) imaju normalnu raspodelu koja ne zavisi ni od strukturnih lomova niti od zajedničkih faktora koji su uvedeni u model kako bi se obuhvatila zavisnost uporednih podataka.

Westerlund i Edgerton (2008b) su razmatrali model sledećeg oblika:

$$y_{it} = \alpha_i + \eta_i t + \delta_i D_{it} + \beta_i x_{it} + \gamma_i (D_{it} x_{it})' + z_{it}, \quad (4.88)$$

gde je  $K$ -dimenzioni vektor  $x_{it}$  predstavljen kao proces slučajnog hoda,  $x_{it} = x_{it-1} + w_{it}$ ,  $D_{it}$  označava veštačku varijablu kojom se obuhvata prisustvo strukturnog loma pri čemu je,  $D_{it} = 1$  ako je  $t > T_i$  dok u ostalim slučajevim  $D_{it}$  ima vrednost nula. Konstanta i nagib pre pojave strukturnog loma označeni su sa  $\alpha_i$  i  $\beta_i$ , dok  $\delta_i$  i  $\gamma_i$  predstavljaju promene ovih parametara u trenutku pojave strukturne promene. Za  $z_{it}$  važi sledeća specifikacija:

$$\begin{aligned} z_{it} &= \lambda_i' f_t + v_{it} \\ f_{jt} &= \rho_j f_{jt-1} + u_{jt} \end{aligned} \quad (4.89)$$

$$\phi_i(L)\Delta v_{it} = \phi_i v_{it-1} + e_{it},$$

gde je  $\phi_i(L) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} L^j$ ,  $f_t$  je  $r$ -dimenzioni vektor zajedničkih faktora  $f_{jt}$  za  $j = 1, \dots, r$  i  $\lambda_i$  je, kao i u prethodnim testovima, vektor parametara uz zajedničke faktore. Ukoliko se pretpostavi da je  $\rho_j < 1$  za svako  $j$ , time se obezbeđuje da je i  $f_t$  stacionaran vektor, tako da red integrisanosti kompozitne greške  $z_{it}$  zavisi od integrisanosti specifične komponente  $v_{it}$ . Nulta i alternativna hipoteza testa su definisane na sledeći način:

$$H_0 : \phi_i = 0 \text{ (za svaku jedinicu posmatranja ne postoji kointegracija)}$$

$$H_0 : \phi_i < 0 \text{ (kointegraciona veza postoji za makar jednu jedinicu posmatranja)}.$$

Westerlund i Edgerton (2008b) su izveli proceduru testiranja za model kada ne postoji zavisnost uporednih podataka kao i za model koji karakteriše prisustvo zavisnosti podataka panela, a time i zajedničkih faktora. Takođe, u slučaju kada strukturni lomovi nisu poznati, autori su pošli od strategije koju su razvili Bai i Perron (1998) i ocenili strukturne lomove posebno za svaku jedinicu posmatranja minimiziranjem sume kvadrata reziduala iz regresije prve diference modela (4.77), odnosno:

$\Delta y_{it} = \hat{\eta}_i + \hat{\delta}_i \Delta D_{it} + \hat{\beta}_i (\Delta x_{it})' + \hat{\gamma}_i \Delta (D_{it} x_{it})' + \Delta \hat{z}_{it}$ , dok je za ocenjivanje zajedničkih faktora primenjen postupak koji su predložili Bai i Ng (2004).

Gengenbach, Urbain, i Westerlund (2008, 2015) su dalje unapredili testove kointegracije koristeći model sa korekcijom ravnotežne greške koji uključuje zajedničke faktore u okviru nulte hipoteze testira nepostojanje korekcije ravnotežne greške što upućuje na nepostojanje kointegracije. Test se zasniva na Granger-ovoj teoremu pri čemu je uključena mogućnost pojave nestacioniranih zajedničkih faktora. Oslanjajući se na proceduru koju je predložio Pesaran (2007) uticaj zajedničkih faktora se modelira primenom proseka uporednih podataka, a autori su pokazali da u okviru nulte hipoteze asimptotska raspodela zavisi samo od broja nestacioniranih promenljivih koje su uključene u model. Nedostatak testa ogleda se u tome što se kod modela sa korekcijom ravnotežne greške uvodi pretpostavka o slabij egzogenosti regresora za razliku od

testova koji se zasnivaju na analizi reziduala gde regresori mogu da budu u potpunosti endogeni. Moguće rešenje podrazumeva proveru karakteristika regresora pre same primene testa upotrebom LM testa koji su predložili Boswijk i Urbain (1997), ali koji je prilagođen za primenu na podacima panela. Takođe, snaga testa se smanjuje ukoliko se zajednički faktori tretiraju kao nepoznati i u tom slučaju se primenom procedure reuzorkovanja mogu poboljšati performanse testa čak i u malim uzorcima.

Unapređenju testova kointegracije doprineli su i Bai i Carrion-i-Silvestre (2009) koji su predložili primenu testa koji pored uobičajene pretpostavke o nezavisnosti regresora i zajedničkih faktora uključuju i mogućnost njihove međusobne korelisanosti. Naime, korelisanost stohastičkih regresora i zajedničkih faktora je relativno česta pojava u empirijskim istraživanjima i, pored toga što se zajedničkim faktorima modelira zavisnost uporednih podataka, njihov red integrisanosti ukazuje na prirodu kointegracione veze između promenljivih u modelu. Pri tome, test dozvoljava da zajednički faktori budu i stacionarni i procesi sa jediničnim korenom, a ukoliko su zajednički faktori  $I(1)$  procesi, tada  $y_{it}$  i  $x_{it}$  nisu kointegrirane direktno nego na osnovu manjeg broja neidentifikovanih stohastičkih trendova. Test u okviru nulte hipoteze pretpostavlja da je slučajna greška integrisana prvog reda  $I(1)$  što ukazuje na nepostojanje kointegracije. Sa druge strane, ukoliko je slučajna greška stacionarna tada su i zavisna promenljiva, objašnjavajuće promenljive i zajednički faktori međusobno kointegrirani čak i ako ne postoji kointegraciona veza između  $y_{it}$  i  $x_{it}$ . Odluka o postojanju kointegracije između  $y_{it}$  i  $x_{it}$  donosi se i u slučaju kada su i slučajna greška i zajednički faktori  $I(0)$  procesi. Ocenjivanje zajedničkih faktora i reziduala se vrši primenom postupka koji su predložili Bai i Ng (2004) da bi se nakon ocenjenih zajedničkih faktora i reziduala iz modela prve diference formirale pojedinačne statistike testa koje ne zavise od stohastičkih regresora niti od zajedničkih faktora iz čega proizilazi da su one međusobno nezavisne. Na osnovu pojedinačnih statistika za jedinice posmatranja formira se združena statistika testa koja je izvedena za obe varijante modela (u uslovima nekorelisanosti regresora i zajedničkih faktora i kada se ta korelacija pretpostavlja). Kao i u slučaju pojedinačnih statistika, autori su pokazali i da združena statistika testa prvenstveno zavisi od determinističke specifikacije, a ne od broja stohastičkih regresora.

Uzimajući u obzir različit stepen korelisanosti uporednih podataka, Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2014) su formulisali test kointegracije koji se zasniva na primeni metoda zajedničkih korelisanih efekata koju je inicijalno razvio Pesaran (2007). Prednost primene ove metode ogleda se u mogućnosti sagledavanja  $I(1)$  i  $I(0)$  komponenti modela pri čemu kointegrisanost može da postoji i između samih promenljivih modela, ali i između promenljivih i nestacioniranih zajedničkih faktora. Nedostatak ovog testa ogleda se u potencijalnim nekonzistentnim ocenama parametara zajedničkih faktora kada je zavisnost između jedinica panela slaba, kao i u poteškoći prilikom određivanja broja zajedničkih faktora i njihovih ocena u slučaju kada je dimenzija panela mala.

#### **4.5 Metodi ocenjivanja heterogenih parametara**

Heterogenost regresionih parametara je česta pojava u makroekonometrijskim analizama panela i može da nastane usled dejstva šokova koji mogu na različit način da utiču na jedinice posmatranja. Zanemarivanje heterogenosti parametara dovodi do nekonzistentnih ocena parametara uz regresore. Iz tog razloga, u literaturi se predloženi metodi za adekvatno modeliranje heterogenosti parametara uključujući i modele sa nestacioniranim promenljivim. Pesaran i Smith (1995) su predložili upotrebu metoda grupnih sredina (engl. *mean group estimator*, MG) koja se zasniva na oceni pojedinačnih regresija za svaku jedinicu panela i potom na uprosečavanju ocenjenih koeficijenata, dok su kasnije Pesaran, Shin, i Smith (1999) razvili metod združenih grupnih sredina (engl. *pooled mean group estimator*, PMG) koji obuhvata kombinaciju združavanja i uprosečavanja regresionih koeficijenata.

##### **4.5.1 Metod grupnih sredina (MG) i metod združenih grupnih sredina (PMG)**

Pesaran i Smith (1995) spadaju u autore koji su među prvima obuhvatili heterogenost regresionih parametara u dinamičkim modelima panela. Autori su predložili primenu metoda grupnih sredina koji podrazumeva formiranje pojedinačnih jednačina za svaku

jedinicu panela koje se ocenjuju primenom OLS metoda da bi se potom obrazovao prosek ocenjenih parametara.

Sa ciljem izvođenja načina dobijanja ocene primenom MG metoda, autori su pošli od modela:

$$y_{it} = \beta_i + \beta_i' x_{it} + u_{it}, \quad (4.90)$$

i formirali ocenu:

$$\hat{\beta}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i. \quad (4.91)$$

Varijansa ocene može se predstaviti na sledeći način:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_{MG}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \bar{\beta})^2. \quad (4.92)$$

Hsiao i Pesaran (2004) su pokazali u uslovima dovoljno duge vremenske dimenzije važi:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{MG}) = 0. \quad (4.93)$$

Metod združenih grupnih sredina (PMG) obuhvata ograničenje koje se odnosi na jednakost dugoročnih koeficijenata, dok konstante, kratkoročni koeficijenti i varijanse grešaka mogu da se razlikuju po jedinicama posmatranja (Pesaran, Shin, i Smith 1999). Dozvoljena heterogenost kratkoročnih koeficijenata utiče na dinamičku specifikaciju i pruža mogućnost uključivanja različitih docnji u regresijama za različite jedinice posmatranja. Polazi se od modela oblika:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \quad (4.94)$$

gde  $x_{it}$  predstavlja  $k \times 1$  vektor objašnjavajućih promenljivih,  $\delta_{ij}$  označava  $k \times 1$  vektor heterogenih koeficijenata,  $\lambda_{ij}$  su koeficijenti uz zavisnu varijablu sa donjom,  $\mu_i$  je oznaka za fiksne efekte.

Prethodni model predstavljen u formi modela sa korekcijom ravnotežne greške glasi:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + u_{it} \quad (4.95)$$

gde je  $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ ;  $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$ ;  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$ ;  $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

Ukoliko se posmatra model za svaku jedinicu posmatranja, relacija ima sledeći oblik:

$$\Delta y_i = \phi_i y_{i,-1} + X_i \beta_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{i,-j} \delta_{ij}^* + \mu_i \mathbf{1} + u_i \quad (4.96)$$

gde je  $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$  vektor zavisnih varijabli za  $i$ -tu jedinicu posmatranja dimenzije  $T \times 1$ ;  $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$  je matrica  $T \times k$  koja sadrži objašnjavajuće promenljive koje mogu da variraju po jedinicama posmatranja i kroz vreme;  $\mathbf{1} = (1, \dots, 1)'$  predstavlja vektor jedinica.

Uvodeći pretpostavku da su dugoročni koeficijenti uz  $X_i$ , predstavljeni izrazom  $\theta_i = -\beta_i / \phi_i$ , jednaki po jedinicama posmatranja, odnosno  $\theta_i = \theta$ , autori su model predstavljen izrazom (4.96) prikazali na sledeći način:

$$\Delta y_i = \phi_i \xi_i(\theta) + W_i \kappa_i + u_i \quad (4.97)$$

gde je komponenta korekcije greške predstavljena izrazom  $\xi_i(\theta) = y_{i,-1} - X_i\theta$ ;  
 $W_i = (\Delta y_{i,-1}, \dots, \Delta y_{i,-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{i,-1}, \dots, \Delta X_{i,-q+1}, 1)$ ;  $\kappa_i = (\lambda_{i1}^*, \dots, \lambda_{i,p-1}^*, \delta_{i0}^{**}, \delta_{i1}^{**}, \dots, \delta_{i,q-1}^{**}, \mu_i)'$ .  
 Parametar  $\phi_i$  uz komponentu greške određuje postojanje dugoročne veze i ukoliko je  $\phi_i < 0$  ukazuje na brzinu prolagođavanja dugoročnoj vezi.

Ocenjivanje modela podrazumeva primenu sledeće funkcije verodostojnosti:

$$l_T(\varphi) = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln 2\pi\sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta))' H_i (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta)) \quad (4.98)$$

pri čemu je  $H_i = I_T - W_i(W_i'W_i)^{-1}W_i'$ ;  $\varphi = (\theta', \phi', \sigma')$ ;  $\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N)'$ ;  
 $\sigma = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)'$ .

S obzirom na pretpostavku o homogenim dugoročnim koeficijentima, proizilazi da ocena PMG predstavlja srednje rešenje između ocene pojedinačnih regresija gde svi koeficijenti i varijanse grešaka mogu da variraju po jedinicama posmatranja i tradicionalne ocene modela sa konstantnim parametrima. PMG metod omogućuje uvid i u kratkoročnu dinamiku, i u dugoročnu ravnotežnu vezu istovremeno obuhvatajući heterogenost između jedinica posmatranja u njihovim kratkoročnim odnosima.

Za razliku od PMG, metod MG ne pretpostavlja da je  $\theta_i = \theta$ , odnosno polazi od heterogenih dugoročnih koeficijenata po jedinicama posmatranja. Formalna provera između primene PMG i MG metoda ocenjivanja sprovodi se pomoću Hausmanovog testa koji u okviru nulte hipoteze pretpostavlja homogenost dugoročnih koeficijenata. Ukoliko empirijski nalazi ukazuju na postojanje homogenosti dugoročne veze prednost ima primena PMG metoda koja daje efikasne i konzistentne ocene. Ako se odbaci nulta hipoteza o homogenosti regresionih parametara u dugom roku, ocena PMG postaje nekozistentna, pa se primenjuje MG metod koji u tim uslovima pruža konzistentne ocene. Ipak, osnovni nedostatak ovih metoda ogleda se u tome što u uslovima postojanja zavisnosti uporednih podataka, oba metoda ocenjivanju daju pristrasne ocene. Iz tog razloga, dalje unapređenje metoda ocenjivanja heterogenih parametara polazi od pretpostavke zavisnosti podataka panela, što je relativno česta pojava u ekonomskim istraživanjima i što je prikazano u narednoj tački.

#### 4.5.2 Metodi sa zajedničkim korelisanim efektima (CCE)

Imajući u vidu neretko prisustvo zajedničkih šokova i zavisnost uporednih podataka u modelima panela, Pesaran (2006) je predložio pristup koji obuhvata i heterogenost regresionih parametara i zavisnost panela. Prema ovom pristupu, ocenjivanje heterogenih parametara zasnovano je na zajedničkim korelisanim efektima (engl. *common correlated effects*, CCE), što pruža mogućnost različitog uticaja zajedničkih šokova po pojedinačnim jedinicama posmatranja. Obuhvaćena je i moguća korelisanost između samih zajedničkih šokova, kao i sa uključenim objašnjavajućim promenljivim, dok je za slučajnu grešku dozvoljeno prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti. CCE metodi podrazumevaju eliminisanje različitog uticaja zajedničkih šokova iz modela i mogućnost primene OLS metoda na regresiju koja je proširena sa prosecima uporednih podataka zavisne i objašnjavajućih promenljivih. Dodatno, CCE pristup je primenjiv i u modelima gde postoji jedan ili više zajedničkih faktora koji mogu da budu identifikovani i neidentifikovani i ne postavlja ograničenje da broj zajedničkih faktora bude manji od uporednih proseka (Kapetanios, Pesaran, i Yamagata 2011).

Polazi se od modela heterogenih panela:

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + u_{it}, \quad u_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (4.99)$$

pri čemu je  $d_t$  vektor dimenzije  $n \times 1$  koji sadrži identifikovane zajedničke faktore i može se razdvojiti na komponente  $d_t = (d_{1t}', d_{2t}')'$  gde je  $d_{1t}$  vektor determinističkih komponenti kao što su na primer, konstanta ili sezonske veštačke promenljive, dok  $d_{2t}$  predstavlja vektor neidentifikovanih (stohastičkih) zajedničkih faktora. Budući da je zavisnost uporednih podataka često uzrokovana dejstvom neidentifikovanih zajedničkih faktora  $f_t$ , oni mogu da budu korelisani sa regresorima, odnosno sa komponentama  $(d_t, x_{it})$ , pa se individualni regresori modela mogu predstaviti kao funkcija identifikovanih i neidentifikovanih zajedničkih faktora:

$$x_{it} = A_i' d_t + \Gamma_i' f_t + v_{it}. \quad (4.100)$$



$A_i$  i  $\Gamma_i$  predstavljaju  $n \times k$  i  $m \times k$  matrice koeficijenata uz zajedničke faktore fiksnih komponenti,  $v_{it} = (v_{it}, \dots, v_{ikt})'$  su stohastička komponenta za  $x_{it}$  koje su distribuirane nezavisno od zajedničkih faktora  $f_t$  za svako  $i, j, t$  i  $t'$ . Jedinični koren i deterministički trend mogu da postoje u  $y_{it}$  i  $x_{it}$  uz dozvoljeno prisustvo jednog ili više zajedničkih faktora u  $d_t$  ili  $f_t$  koji takođe mogu da poseduju jedinični koren i/ili deterministički trend (Pesaran 2006).

U okviru CCE metoda razlikujemo metod koji obuhvata proseke pojedinačnih koeficijenata nagiba i naziva se metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (engl. *common correlated effects mean group estimator*, CCEMG) i metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima gde se ocena homogenog regresionog parametra zasniva na proseku heterogenih regresionih parametara (engl. *common correlated effects pooled estimator*, CCEP). Drugim rečima, oba metoda podrazumevaju heterogeno faktorsko opterećenje i koriste se u slučaju narušene pretpostavke o nezavisnosti slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja u istom periodu, s tim što CCEMG metod pretpostavlja heterogene regresione parametre, a CCEP homogene regresione parametre uz zajedničke faktore sa heterogenim faktorskim opterećenjem.

Izvođenje ocene pomoću CCEMG metoda zasniva se na proseku ocenjenih koeficijenata nagiba  $\beta_i$ :

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i, \quad (4.101)$$

pri čemu je  $\hat{\beta}_i = (X_i' \bar{M}_\omega X_i)^{-1} X_i' \bar{M}_\omega y_i$ , dok  $X_i$  i  $y_i$  obuhvataju sledeće elemente:

$X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})'$ ,  $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ .  $\bar{M}_\omega$  se definiše izrazom:

$\bar{M}_\omega = I_T - \bar{H}_\omega (\bar{H}_\omega' \bar{H}_\omega)^{-1} \bar{H}_\omega'$ , gde je  $\bar{H}_\omega = (D, \bar{Z}_\omega)$ , dok  $D$  predstavlja  $T \times n$  matricu

elemenata  $d_t$ ,  $\bar{Z}_\omega$  je  $T \times (k+1)$  matrica koja obuhvata proseke uporednih podataka za

pojedinačne varijable  $z_{it}$ , definisane na način:  $\bar{z}_{ot} = \sum_{j=1}^N \omega_j z_{jt}$ . Za  $\omega_j$  važi: (i)

$$\omega_i = O\left(\frac{1}{N}\right); \text{ (ii) } \sum_{i=1}^N \omega_i = 1; \text{ (iii) } \sum_{i=1}^N |\omega_i| < K.$$

Slično kao CCEMG metod, i CCEP metod ocenjivanja podrazumeva heterogeno faktorsko opterećenje i zasniva se na združavanju podataka po jedinicama posmatranja uz pretpostavku homogenih koeficijenata nagiba  $\beta_i = \beta$ . Izvođenje ocene putem CCEP metoda može se predstaviti na sledeći način:

$$\hat{\beta}_{CCEP} = \left( \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M} X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M} y_i. \quad (4.102)$$

U opštem slučaju gde se  $\sigma_i^2$  razlikuju po  $i$  važi da je  $\theta_i = \sigma_i^{-2} / \sum_{j=1}^N \sigma_j^{-2}$ .

Ocene dobijene primenom metoda koje se zasnivaju na zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG i CCEP) su asimptotski nepristrasne, kada  $N \rightarrow \infty$  pri čemu je  $T$  fiksno ili  $T \rightarrow \infty$ . Međutim, prilikom ocenjivanja dinamičkih modela, CCEP metod daje konzistentne ocene kada  $N \rightarrow \infty$  i  $T \rightarrow \infty$ , dok su ocene nekonzistentne u uslovima kada je  $T$  fiksno i  $N \rightarrow \infty$ . Dodatno, Monte-Karlo simulacijom je pokazano da primena CCEP metoda za ocenu dinamičkih specifikacija nije toliko osetljiva na veličinu  $N$ , ali zahteva da dimenzija  $T$  bude dovoljno velika (Everaert i De Groote 2016).

Konzistentnost ocena dobijenih primenom CCE metoda potvrđenja je u različitim uslovima: (i) kada neidentifikovani zajednički faktori poseduju jedinični koren ili su kointegrirani (Kapetanios, Pesaran, i Yamagata 2011); (ii) kada je slučajna greška izložena dejstvu konačnog broja jakih zajedničkih faktora ili beskonačnog broja slabih, odnosno umereno jakih, zajedničkih faktora. Takođe, prednost CCE metoda je i u tome što ne postoji zahtev da broj neidentifikovanih zajedničkih faktora bude unapred poznat (Chudik i Pesaran 2013).

Razlika između ocena dobijenih primenom CCEMG i CCEP metoda postoji i u zavisnosti od egzogenosti regresora, odnosno da li je u pitanju stroga ili slaba

egzogenost. U uslovima stroge egzogenosti regresora oba metoda obezbeđuju konzistentne ocene, dok u uslovima slabe egzogenosti regresora konzistentne ocene dobijaju usključivo na osnovu CCEMG metoda.

#### 4.6 Dinamički modeli panela

Primena standardnih metoda ocenjivanja (za statičke modele panela) na dinamičku specifikaciju sa uključenom zavisnom varijablom sa docnjom kao regresorom, dovodi do pristrasnih i nekonzistentnih ocena. Čak i u situacijama kada ocena zavisne varijable sa docnjom nije od primarnog interesa, njeno uključivanje u model može biti od velikog značaja za dobijanje konzistentnih ocena ostalih regresionih parametara. Za razliku od statičkih modela gde je moguće odgovarajućom transformacijom polaznog modela eliminisati individualne efekte i obezbediti konzistentne ocene, u slučaju dinamičkih modela potrebno je primeniti drugačiju proceduru ocenjivanja. Premda se takvom transformacijom dinamičkog modela eliminišu individualni efekti, ostaje korelisanost između transformisane zavisne varijable sa docnjom i transformisane slučajne greške što utiče na nekonzistentnost ocena (Nickell 1981). Kako bi se prevazišao problem nekonzistentnih ocena usled endogenog regresora, Anderson i Hsiao (1981) predlažu ocenjivanje regresije prvih diferenci (čime se eliminišu individualni efekti), i upotrebu vrednost zavisne promenljive sa pomakom od dva perioda ili njenu prvu diferencu, kao instrumentalnu promenljivu za prvu diferencu sa pomakom od jednog perioda ( $\Delta y_{i,t-1}$ ). Autori su pokazali da ovaj metod ocenjivanja obezbeđuje konzistentne ocene u uslovima kada  $N$  ili  $T$  (ili obe dimenzije)  $\rightarrow \infty$ . Međutim, iako su ocene konzistentne, nisu obavezno i efikasne (Ahn i Schmidt 1995) i ne uzimaju u obzir diferenciranu strukturu slučajne greške,  $\Delta u_{it}$ , (Baltagi 2008). U slučaju dinamičkih modela sa relativno ograničenom vremenskom dimenzijom (malo  $T$ ) u odnosu na broj jedinica posmatranja (veliko  $N$ ), uopšteni metod momenata (engl. *generalized method of moments*, GMM) je veoma rasprostranjen metod ocenjivanja dinamičkog karaktera odnosa između ekonomskih varijabli (Zemanek, Belke, i Schnabl 2010; Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Cesaroni i De Santis 2015).

Polazi se od najjednostavnijeg oblika dinamičkog modela u kojem zavisna promenljiva sa docnjom jedini regresor:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mu_i + u_{it}, \quad |\alpha| < 1; \quad i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T; \quad (4.103)$$

gde  $y_{it}$  predstavlja zavisnu varijablu;  $y_{i,t-1}$  je vrednost zavisne varijable iz prethodnog perioda;  $\mu_i$  predstavljaju individualne efekte;  $u_{it}$  označava slučajnu grešku, pri čemu je  $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ .

Za polazni model (4.103) važe sledeći uslovi (Arellano i Bond 1991; Ahn i Schmidt 1995; Blundell i Bond 1998; Alvarez i Arellano 2003):

(i)  $\mu_i$  i  $u_{it}$  su nezavisno i identično distribuirane;  $E(\mu_i) = 0$ ;  $E(u_{it}) = 0$ ;  $E(u_{it}\mu_i) = 0$  za svako  $i = 1, \dots, N$  i  $t = 2, \dots, T$ ;

(ii)  $E(u_{it}u_{is}) = 0$ ,  $i = 1, \dots, N$ ;  $t \neq s$ ;

(iii) za  $y_{i1}$  važi početni uslov:

$$E(y_{i1}u_{it}) = 0, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{i} \quad t = 2, \dots, T.$$

#### 4.6.1 Uopšteni metod momenata

Uopšteni metod momenata (GMM metod) predstavlja pogodan način za rešavanje problema endogenosti i odnosi se na postavljanje uslova ortogonalnosti i formiranje odgovarajuće matrice instrumentalnih promenljivih koja služi za ocenu dinamičkog modela. Arellano i Bond (1991) predlažu formiranje modela prvih diferenci i upotrebu vrednosti zavisne varijable sa docnjom kao instrumenata za ocenu jednačine prve diference. Ova verzija GMM metoda se u literaturi naziva GMM metod diferenci (engl. *difference GMM* ili *difference estimator*). Kasnije, Arellano i Bover (1995), a zatim i Blundell i Bond (1998) uvode dodatne uslovne momente i empirijski potvrđuju da su nivoi zavisne varijable sa docnjama slabi instrumenti za jednačinu prve diference. Njihova modifikacija uključuje i diference sa pomakom kao instrumentalne varijable u jednačini nivoa. Blundell i Bond postupak ocenjivanja koji kombinuje jednačine prve diference sa jednačinama u nivou naziva se sistemski GMM metod (engl. *system*

*GMM*). U nastavku je predstavljen kratak pregled opštih uslova primene GMM metoda nakon čega su objašnjene različite procedure ocenjivanja primenom ove tehnike (Arellano i Bond 1991; Arellano i Bover 1995; Blundell i Bond 1998). Nakon toga sledi prikaz dinamičkog modela panela sa objašnjavajućim promenljivim koga prate testovi specifikacije za proveru konzistentnosti ocena dobijenih pomoću GMM metode.

#### 4.6.2 Arellano-Bond GMM metod

Dinamički model panela u AR(1) formi može se predstaviti i na sledeći način:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + v_{it} \quad (4.104)$$

pri čemu je  $y_{it} = (y_{i3}, \dots, y_{iT})'$ ,  $y_{i,t-1} = (y_{i2}, \dots, y_{i,T-1})'$ ,  $v_{it} = (v_{i3}, \dots, v_{iT})'$ ,  $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ .

Imajući u vidu prisustvo individualnih efekata i korelisanost objašnjavajuće varijable  $y_{i,t-1}$  sa slučajnom greškom  $(\mu_i + u_{it})$ , koja se ne smanjuje sa povećanjem broja jedinica posmatranja, primena metoda običnih najmanjih kvadrata (OLS) daje pristrasne i nekonzistentne ocene (Bond 2002). Sa druge strane, primena kovarijacione metode ili formiranje ocene unutar grupa koja se u osnovi odnosi na predstavljanje originalnih podataka u formi odstupanja pojedinačnih vrednosti od individualnog proseka takođe daje nekonzistentne ocene. Naime, iako su u transformisanom modelu eliminisani individualni efekti,  $\mu_i$ , korelisanost između transformisane zavisne varijable i transformisane slučajne greške ipak ostaje (Nickell 1981). Empirijski je potvrđeno da se pristrasnost kovarijacionih ocena ne smanjuje sa povećanjem broja jedinica posmatranja, ali značajnim proširenjem vremenske dimenzije ocena unutar grupa postaje konzistentna (Baltagi 2008).

Kao što je istaknuto u delu koji predstavlja osnovne modele panela, kao pogodan način za isključenje individualnih efekata iz modela odnosi se na transformaciju modela upotrebom operatora prve diference. Naglašavajući prednost metoda instrumentalnih varijabli prilikom ocene dinamičkih modela, Anderson i Hsiao (1981) predlažu ocenu modela prve diference primenom dvostepenog metoda najmanjih kvadrata (engl. *two-*

stage least squares, 2SLS) kako bi se eliminisali individualni efekti i potom formirao adekvatan skup instrumenata.

Primenom operatora difference polazni model dobija sledeću formu:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta u_{it} \quad |\alpha| < 1; \quad i = 1, \dots, N; t = 3, \dots, T; \quad (4.105)$$

gde je  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$  odnosno  $\Delta y_{it} = (y_{i3} - y_{i2}, \dots, y_{iT} - y_{i,T-1})'$ ,

$\Delta y_{i,t-1} = (y_{i2} - y_{i1}, \dots, y_{i,T-1} - y_{i,T-2})'$  i  $\Delta u_{it} = (u_{i3} - u_{i2}, \dots, u_{iT} - u_{i,T-1})'$ .

Pretpostavka za primenu ovog metoda ocenjivanja vezuje se za inicijalni uslov za  $y_{i1}$  koji se odnosi na nekorelisanost  $y_{i1}$  sa  $u_{it}$  za  $t = 2, \dots, T$  (kada se za inicijalne uslove kaže da su predeterminisani), dok korelisanost između  $y_{i1}$  i individualnih efekata  $\mu_i$  nije pod ograničenjem i ne postoje zahtevi stacionarnosti koji moraju da budu zadovoljeni. Zajedno sa pretpostavkom o nepostojanju autokorelacije slučajne greške  $u_{it}$ , navedeni uslovi ukazuju da će i  $y_{i,t-2}$  biti nekorelisan sa  $\Delta u_{it}$  pa može poslužiti kao instrument za ocenu jednačine prve difference (Anderson i Hsiao 1981; Bond 2002). Dakle,  $y_{i1}$  je jedini adekvatan instrument u jednačini prve difference za period  $t = 3$ , dok se za svaki naredni period dodaje po jedna instrumentalna promenljiva. Način formiranja konačnog skupa instrumentalnih promenljivih prikazan je u nastavku, prilikom izvođenja matrice instrumentalnih promenljivih  $Z_i^D$ . Međutim, budući da je model prekomerno indentifikovan za  $T > 3$  i da prva diferencija slučajne greške  $\Delta u_{it}$  ispoljava autokorelaciju po šemi MA(1) procesa, tada ocene dobijene metodom 2SLS nisu asimptotski efikasne.

Uopšteni metod momenata (GMM) razvijen od strane Arellano i Bond (1991) pruža osnovu za dobijanje asimptotski efikasnih ocena uvođenjem matrice instrumenata  $Z_i^D$ . Za izvođenje konačne ocene polazi se od jednostavnog autoregresionog modela panela koji je predstavljen izrazom (4.104) i primene postupka diferenciranja kako bi se eliminisali individualni efekti:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (u_{it} - u_{i,t-1}), \quad (4.106)$$

gde  $(u_{it} - u_{i,t-1})$  sledi MA(1) process sa jediničnim korenom (Baltagi 2008).

Za  $t = 3$  model sa operatorom diference je sledećeg oblika:

$$y_{i3} - y_{i2} = \alpha(y_{i2} - y_{i1}) + (u_{i3} - u_{i2}), \quad (4.107)$$

pri čemu  $y_{i1}$  može da posluži kao validan instrument budući da je visoko korelisan sa  $(y_{i2} - y_{i1})$  i nije korelisan sa  $(u_{i3} - u_{i2})$ , sve dok slučajne greške  $u_{it}$  nisu autokorelisane. Za naredni period,  $t = 4$ , model glasi:

$$y_{i4} - y_{i3} = \alpha(y_{i3} - y_{i2}) + (u_{i4} - u_{i3}), \quad (4.108)$$

gde su  $y_{i1}$  i  $y_{i2}$  adekvatni instrumenti s obzirom da ni  $y_{i1}$  niti  $y_{i2}$  nisu korelisani sa  $(u_{i4} - u_{i3})$ . Evidentno je da ukoliko nastavimo sa daljim proširenjem  $t$  po istom obrascu, za svaki naredni period se dodaje po jedan instrument, tako da je konačan skup instrumentalnih promenljivih  $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2})$ . Sa druge strane, predstavljena procedura instrumentalnih promenljivih ne uzima u obzir problem prvih diferencijalnih greške, s obzirom da  $\Delta u_i$  sledi proces MA(1) sa jediničnim korenom.

Polazi se od relacije:

$$E(\Delta u_i \Delta u_i') = \sigma_u^2 G, \quad (4.109)$$

gde je  $\Delta u_i' = (u_{i3} - u_{i2}, \dots, u_{iT} - u_{i,T-1})$  i  $G$  je matrica reda  $(T - 2) \times (T - 2)$ ,

$$G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}.$$

Polazeći od početnog uslova:

$$E(Z_i^{D'}, \Delta u_i) = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N \quad (4.110)$$

Arellano i Bond (1991) formiraju sledeću matricu instrumentalnih promenljivih čiji redovi odgovaraju jednačinama prve diference za period  $t = 3, 4, \dots, T$ :

$$Z_i^D = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & & & & 0 \\ & [y_{i1}, y_{i2}] & & & \\ & & \ddots & & \\ 0 & & & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}] & \end{bmatrix}. \quad (4.111)$$

Množenjem diferencirane jednačine (4.106) u vektorskoj formi sa  $Z^{D'}$ , dobija se:

$$Z^{D'} \Delta y = Z^{D'} (\Delta y_{-1}) \alpha + Z^{D'} \Delta u. \quad (4.112)$$

Polazeći od uslova koji je definisan izrazom (4.110) GMM ocena za  $\alpha$  koju su definisali Arellano i Bond (1991) ima sledeći oblik:

$$\hat{\alpha}^D = \left[ (\Delta y_{-1})' Z^D W_N^{D-1} Z^{D'} (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \times \left[ (\Delta y_{-1})' Z^D W_N^{D-1} Z^{D'} (\Delta y) \right] \quad (4.113)$$

gde  $\Delta y_i'$  predstavlja  $(T-2)$  vektor  $(\Delta y_{i3}, \Delta y_{i4}, \dots, \Delta y_{iT})$ ;  $\Delta y_{i,-1}'$  je takođe vektor dimenzije  $(T-2)$  koji sadrži  $(\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT-1})$ ;  $Z^{D'} = [Z_1^{D'}, \dots, Z_N^{D'}]$ .



U zavisnosti od izbora za  $W_N^D$  razlikujemo jednostepenu i dvostepenu proceduru za dobijanje ocene putem uopštenog metoda momenata. Za dobijanje početne konzistentne ocene (4.113) primenom jednostepenog GMM metoda, Arellano i Bond (1991) predlažu upotrebu:

$$W_N^D = \sum_{i=1}^N Z_i^{D'} G Z_i^D. \quad (4.114)$$

Dvostepena procedura za dobijanje ocene  $\alpha$  odnosi se na upotrebu  $W_N^D$  u prvom koraku i dobijanje preliminarne ocene. Nakon toga, u drugom koraku se  $W_N^D$  zamenjuje sa  $W_{N1}^D$ :

$$W_{N1}^D = \sum_{i=1}^N Z_i^{D'} (\Delta u_i) (\Delta u_i)' Z_i^D \quad (4.115)$$

Analogno preliminarnoj konzistentnoj oceni koja je predstavljena relacijom (4.113), konačna ocena u drugoj iteraciji se dobija na sledeći način:

$$\hat{\alpha}_1^D = \left[ (\Delta y_{-1})' Z^D \hat{W}_{N1}^{D-1} Z^{D'} (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \left[ (\Delta y_{-1})' Z^D \hat{W}_{N1}^{D-1} Z^{D'} (\Delta y) \right]. \quad (4.116)$$

U uslovima kada su  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ , ocene (4.113) i (4.116) dobijene putem jednostepene i dvostepene GMM tehnike su asimptotski ekvivalentne (Blundell i Bond 1998; Bond 2002).

U vezi sa ocenom koju su predložili Arellano i Bond (1991), Blundell i Bond (1998) su pokazali da, u uslovima kada je  $\alpha$  blizu jedinice i/ili se  $\sigma_\mu^2 / \sigma_u^2$  povećava, instrumenti koje predlažu Arellano i Bond postaju slabi instrumenti.

### 4.6.3 Sistemski Blundell-Bond GMM metod

Za razliku od metoda ocenjivanja koji su predložili Arellano i Bond (1991), a koji se odnosi na otklanjanje individualnih efekata iz modela, Arellano i Bover (1995) sugeriraju kontrolisanje individualnih efekata posredstvom instrumentalnih varijabli sa namerom da se prevaziđe problem slabih instrumenata u GMM metodu diferenci. Značajno unapređenje efikasnosti ocena dobijenih putem GMM metode podrazumeva primenu procedure ocenjivanja koju su razvili Blundell i Bond (1998). Polazeći od Arellano-Bond GMM metoda, autori su ukazali da su nivoi zavisne varijable sa doznjama slabi instrumenti za ocenu modela prve diference, posebno kada zavisna varijabla ima karakteristike slučajnog hoda. Za dobijanje GMM ocena, Blundell i Bond predlažu ocenjivanje sistema jednačina: osim ocenjivanja jednačina prvih diferenci u kojima se kao instrumenti koriste nivoi zavisne promenljive sa pomacima, dodatno treba oceniti i jednačine nivoa sa prvim diferencama sa pomakom kao instrumentima. Otuda se metod zove sistemski GMM (eng. *system generalized method of moments*).

Autori su pošli od modela koji je predstavljen izrazom (4.104),  $y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + v_{it}$  i  $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ . Prethodno definisani početni uslovi koji podrazumevaju da je:  $E(\mu_i) = 0$ ;  $E(u_{it}) = 0$ ;  $E(u_{it}\mu_i) = 0$ ;  $E(y_{it}u_{it}) = 0$  i  $E(u_{it}, u_{is}) = 0$  za  $t \neq s$ , su dovoljni za ocenu parametra  $\alpha$  kada je  $T \geq 3$ .

S obzirom da primena sistemskog GMM metoda podrazumeva upotrebu diferenci  $y_{it}$  sa pomakom kao instrumente u jednačinama nivoa uvodi se dodatnih  $T - 3$  uslovnih momenata, odnosno:

$$E(v_{it}\Delta y_{i,t-1}) = 0 \text{ za } t = 4, 5, \dots, T, \quad (4.117)$$

pri čemu je  $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ .

Potom, za  $\Delta y_{i2}$  uvodi se ograničenje:

$$E(v_{i3}\Delta y_{i2}) = 0 \quad (4.118)$$

Definisani uslovni momenti (4.117) i (4.118) zajedno sa prikazanim početnim uslovima koristi pri ocenjivanju sistemskim GMM metodom (Blundell i Bond 1998).

U definisanju uslova pod kojim važi ograničenje (4.118), polazi se od izraza za  $y_{it}$ :

$$y_{it} = \frac{\mu_i}{1-\alpha} + v_{it}. \quad (4.119)$$

Ukoliko se pođe od toga da se ograničenje (4.118) može prikazati i na način:  $E[(\mu_i + u_{i3})(u_{i2} + (\alpha - 1)v_{i1})] = 0$ , proizilazi da neophodan uslov za (4.118) glasi:

$$E(v_{i1}\mu_i) = E(v_{i1}u_{i3}) = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N. \quad (4.120)$$

Prethodno podrazumeva da mora da bude zadovoljen uslov da odstupanja inicijalnih uslova od  $\mu_i/(1-\alpha)$  ne budu korelisana sa nivoom samog  $\mu_i/(1-\alpha)$ .

Imajući u vidu da sistemski GMM metod kombinuje  $(T-2)$  jednačina prve difference i  $(T-2)$  jednačina nivoa za period  $t = 3, \dots, T$ , matrica instrumentalnih varijabli se može prikazati (Blundell i Bond 1998):

$$Z_i^S = \begin{bmatrix} Z_i^D & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix}, \quad (4.121)$$

pri čemu je  $Z_i^D$  prethodno definisana relacijom (4.111).

Postupak izvođenja ocene primenom sistemskog GMM metoda sličan je proceduri izvođenja ocene koju su definisali Arellano i Bond i može se prikazati na sledeći način:

$$\hat{\alpha} = (\bar{y}'_1 Z^S W_N^S Z^{S'} \bar{y}_1)^{-1} \bar{y}'_1 Z^S W_N^S Z^{S'} \bar{y}, \quad (4.122)$$

gde je  $\bar{y}_i' = [(\Delta y_{i3}, y_{i3}), \dots, (\Delta y_{iT}, y_{iT})]$ ,  $\bar{y}_{i,-1}' = [(\Delta y_{i2}, y_{i2}), \dots, (\Delta y_{i,T-1}, y_{i,T-1})]$ ,

$$Z^S = [Z_1^S, \dots, Z_N^S], W_N^S = \left( N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i^S \hat{v}_i \hat{v}_i' Z_i^S \right)^{-1}.$$

Ukoliko je  $\alpha$  blizu jedinice i količnik varijansi komponentata greške  $\sigma_\mu^2 / \sigma_u^2$  raste, Blundell i Bond (1998) su pokazali da je ocena dobijena po sistemskom metodu GMM efikasna u odnosu na Arellano i Bond ocenu.

#### 4.6.4 Dinamički model panela proširen sa objašnjavajućim promenljivim

Polazi se od modela koji na desnoj strani jednakosti pored vrednosti zavisne varijable sa docnjomuključuje i  $K$  nezavisnih objašnjavajućih promenljivih:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x_{it} \beta + \mu_i + u_{it}, \quad (4.123)$$

pri čemu su objašnjavajuće promenljive strogo egzogene, odnosno nekorelisane sa prošlim, sadašnjim i budućim vrednostima slučajne greške. Odnosno, ako je  $E(x_{it} u_{is}) = 0$  za  $t, s = 1, \dots, T$ , ali ako se pretpostavi da su objašnjavajuće promenljive  $x_{it}$  korelisane sa individualnim efektima  $\mu_i$  tada sve promenljive  $x_i' = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$  mogu da posluže kao adekvatne instrumentalne promenljive u jednačini prve diference. Drugim rečima, proširuje se matrica  $Z_i^D$  definisana izrazom (4.111), odnosno umesto skupa instrumenata  $(y_{i1}, \dots, y_{i,T-2})$  koristi se skup  $(y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{i1}, \dots, x_{iT})$ . Polazeći od jednostepene i dvostepene procedure Arellano-Bond metoda, koje su predstavljene izrazima (4.114) i (4.115), obrazuje se i način za dobijanje ocena  $\alpha$  i  $\beta$ :

$$\begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = ([\Delta y_{-1}, \Delta X]' Z^D W_{N1}^D Z^D [\Delta y_{-1}, \Delta X])^{-1} ([\Delta y_{-1}, \Delta X]' Z^D W_{N1}^D Z^D \Delta y). \quad (4.124)$$

Ako se pretpostavi da su objašnjavajuće promenljive u izrazu (4.123) predeterminisane, to znači da su  $x_{it}$  i  $u_{it}$  nekorelisane, ali da  $x_{it}$  ipak može biti korelisano sa  $u_{i,t-1}$  ili ranijim šokovima slučajne greške. Na primer, polazeći od matrice  $Z_i^D$ , za period  $t=3$  skup instrumentalnih promenljivih je  $(y_{i1}, x_{i1}, x_{i2})$ . Za  $t=4$  polazni skup instrumenata  $(y_{i1}, y_{i2})$  postaje  $(y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3})$ . Konačno, u periodu  $T$  u uslovima predeterminisanih  $x_{it}$  adekvatan skup instrumentalnih promenljivih je  $(y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{i1}, \dots, x_{i,T-1})$ . Dobijanje konačnih ocena u ovom slučaju podrazumeva uključivanje nove matrice instrumentalnih promenljivih u relaciju (4.124).

U slučaju endogenih objašnjavajućih promenljivih pretpostavlja se da su  $x_{it}$  korelisane sa  $u_{it}$  i ranijim šokovima slučajne greške, ali da  $x_{it}$  nisu korelisane sa  $u_{i,t+1}$  i budućim vrednostima slučajne greške. Uzimajući u obzir inicijalni uslov za  $y_{i1}$ , ( $E(y_{i1}u_{it}) = 0$ ), ovde se u proceduru ocenjivanja (4.124) uključuje skup instrumentalnih promenljivih  $(y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, x_{i1}, \dots, x_{i,T-2})$  (Bond 2002).

Naspram pretpostavki da su objašnjavajuće promenljive strogo egzogene ili predeterminisane, nije redak slučaj da se u modelu nalaze i strogo egzogene i predeterminisane objašnjavajuće promenljive. Takođe, ne moraju ni sve objašnjavajuće promenljive  $x_{it}$  nužno da budu korelisane sa individualnim efektima  $\mu_i$ . Ukoliko se, na primer, pođe od situacije da su  $x_{it}$  nekorelisane sa individualnim efektima  $\mu_i$ , nezavisno od toga da li su predeterminisane ili strogo egzogene, u model se uvodi  $T$  dodatnih ograničenja:

$$E[x_{it}(\mu_i + u_{it})] = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N ; t = 2, \dots, T$$

$$\text{i } E[x_{i1}(\mu_i + u_{i2})] = 0 \text{ za } i = 1, \dots, N .. \quad (4.125)$$

Moguća je i pretpostavka da su objašnjavajuće promenljive  $x_{it}$  korelisane sa individualnim efektima  $\mu_i$ , ali da njihova prva diferencija  $\Delta x_{it}$  nije korelisana sa  $\mu_i$ . U tom slučaju se, obrazuju dodatna ograničenja koja se odnose na nekorelisanost diferencijalnih

objašnjavajućih promenljivih sa komponentama slučajne greške i kao instrumentalne varijable u jednačini nivoa koriste se prve diference objašnjavajućih promenljivih.

#### 4.6.5 Testovi specifikacije

Konzistentnost ocena dobijenih GMM metodom zavisi od toga da li postoji autokorelacija drugog reda slučajnih grešaka iz jednačine prvih diferenci, odnosno, da li je  $E(\Delta u_{it} \Delta u_{i,t-2}) = 0$ . Radi ispitivanja navedene pretpostavke, Arellano i Bond (1991) predlažu upotrebu test statistike zasnovane na rezidualima iz jednačine prvih diferenci koja je sledećeg oblika:

$$m_2 = \frac{\hat{u}_{-2} \hat{u}_*}{\hat{u}^{1/2}}, \quad (4.126)$$

gde je  $\hat{u}_{-2}$  vektor reziduala sa pomakom od dva perioda. Važno je naglasiti da je test statistika  $m_2$  definisana samo za  $T_i \geq 5$  (Arrelano i Bond 1991, str. 293).

Dodatno, u empirijskim istraživanjima kao testovi specifikacije koriste se i Sargan test prekomerno identifikovanih ograničenja (Sargan 1958, 1988), Hansen test (Hansen 1982) i Hausmanov test (Hausman 1978). Test statistika Sargan-ovog testa je:

$$m = \Delta \hat{u}' Z \left[ \sum_{i=1}^N Z_i^{D'} (\Delta \hat{u}_i) (\Delta \hat{u}_i)' Z_i^D \right]^{-1} Z' (\Delta \hat{u}) \sim X_{p-K-1}^2 \quad (4.127)$$

gde  $\Delta \hat{u}$  označava rezidualne dobijene primenom dvostepene procedure definisane izrazom (4.124), a  $p$  se odnosi na broj kolona matrice instrumentalnih promenljivih. Sargan test se zasniva na proveru nulte hipoteze da je definisan skup instrumenata validan, odnosno da su odabrani instrumenti egzogeni. Međutim, test je osetljiv na narušenost polaznih pretpostavki modela, pre svega na prisustvo heteroskedastičnosti, i tada se zaključak donosi na osnovu Hansen-ove statistike testa, koja se izvodi na osnovu ocenjenog modela sa robusnim ocenama standardnih grešaka.

U okviru testova specifikacije, za proveru validnosti dodatnih ograničenja koja se uvode u sistemski GMM metod koristi se difference-in-Sargan test i difference-in-Hansen test (Rodman 2007). Statistika testa se izvodi kao razlika između dve statistike, prve koja je dobijena iz regresije koja uključuje celokupan skup instrumenata, i druge gde je određen broj instrumenata isključen.

Za proveru validnosti rezultata ocenjene dinamičke specifikacije, koristi se i Hausmanov test koji se bazira na razlici između GMM ocena dobijenih primenom dvostepene i jednostepene procedure,  $(\hat{\alpha}_I - \hat{\alpha})$ , i podrazumeva upotrebu statistike (Arellano i Bond 1991):

$$h = (\hat{\alpha}_I - \hat{\alpha})' [a \hat{\text{var}}(\hat{\alpha}_I) - a \hat{\text{var}}(\hat{\alpha})]^{-1} (\hat{\alpha}_I - \hat{\alpha}) \sim X_r^2 \quad (4.128)$$

gde je  $r$  oznaka za rang od  $a \text{var}(\hat{\alpha}_I - \alpha)$ . U okviru nulte hipoteze obe ocene su konzistentne, ali su ocene primenom dvostepene procedure neefikasne, dok odbacivanje nulte hipoteze podrazumeva nekonzistentnost ocena dobijenih na osnovu jednostepenog postupka.

#### 4.7 Metod kvazi maksimalne verodostojnosti (QML)

Pored GMM metoda, primena metoda maksimalne verodostojnosti (engl. *maximum likelihood*, ML) predstavlja pogodnu alternativu za ocenu dinamičkih modela panela u uslovima manjeg broja jedinica posmatranja i kada promenljive modela poseduju jedinični koren (Moral-Benito, Allison, i Williams 2017).

Kada je reč o upotrebi ML metoda u empirijskim istraživanjima, primena standardnog ML metoda ocenjivanja dinamičkog modela panela sa fiksnim efektima tretira individualne efekte kao  $N$  parametre za ocenjivanje što dovodi do nekonzistentnih ocena (Neyman i Scott 1948; Nickell 1981). Sa druge strane, Hsiao, Pesaran, i Tahmiscioglu (2002) i Kruiniger (2006) su potvrdili da primena ML metoda ocenjivanja obezbeđuje konzistentne ocene AR(1) modela panela sa fiksnim efektima i homogenim slučajnim greškama ukoliko se razlike između inicijalnih opservacija i individualnih efekata posmatraju kao slučajne promenljive sa zajedničkom srednjom

vrednošću i zajedničkom varijansom. Naime, time se omogućuje formulisanje funkcije verodostojnosti na diferencirane podatke iz kojih su izostavljeni individualni efekti i ovaj metod ocenjivanja se naziva metod kvazi maksimalne verodostojnosti (engl. *quasi maximum likelihood*, QML). Kasnije je Kruiniger (2013) pokazao da QML metod obezbeđuje konzistentne ocene i u uslovima kada je vrednost autoregresionog parametra blizu jedinice i kada postoji izražena heterogenost podataka.

Za izvođenje QML metoda ocenjivanja polazi se od dinamičkog modela panela sa fiksnim efektima (Hsia, Pesaran, i Tahmiscioglu 2002; Hayakawa i Pesaran 2015):

$$y_{it} = \mu_i + \alpha y_{i,t-1} + \beta x_{it} + u_{it}, \quad (4.129)$$

gde se pretpostavlja da model sadrži početne opservacije  $y_{i0}$  i  $x_{i0}$ .

Prvi korak podrazumeva primenu postupka diferenciranja kako bi se eliminisali individualni efekti iz modela:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{it} + \Delta u_{it}. \quad (4.130)$$

Model prvih diferenci je dobro definisan za period  $t = 2, 3, \dots, T$ , ali ne i za period  $t = 1$  odnosno za  $\Delta y_{i1}$  iz razloga što je iz modela sada izostavljena  $\Delta y_{i0}$  (Hsiao, Pesaran, i Tahmiscioglu 2002; Kripfganz 2016).

Hsiao, Pesaran i Tahmiscioglu (2002) i Hayakawa i Pesaran (2015) su pošli od metoda supstitucije i postavili inicijalne uslove prilikom definisanje izraza za  $\Delta y_{i1}$  koji se može prikazati na sledeći način:

$$\Delta y_{i1} = \alpha^m \Delta y_{i,-m+1} + \beta \sum_{j=0}^{m-1} \alpha^j \Delta x_{i,1-j} + \sum_{j=0}^{m-1} \alpha^j \Delta u_{i,1-j}, \quad (4.131)$$

pri čemu je srednja vrednost za  $\Delta y_{i1}$  definisana izrazom:

$$\mu_{i1} = E(\Delta y_{i1} | \Delta y_{i,-m+1}, \Delta x_{i1}, \Delta x_{i0}, \dots) = \alpha^m \Delta y_{i,-m+1} + \beta \sum_{j=0}^{m-1} \alpha^j \Delta x_{i,1-j}. \quad (4.132)$$



Budući da opservacije za  $\Delta y_{i,-m+1}$  i  $\Delta x_{i,1-j}$ ,  $j=1,2,\dots$ , nisu dostupne pa je i  $\mu_{i1}$  nepoznato, Hayakawa i Pesaran (2015) su pretpostavili da je  $\mu_{i1}$  funkcija konačnog broja parametara. Polazeći od modela prvih diferenci koji je predstavljen izrazom (4.130) pretpostavlja se da za  $x_{it}$  važi jedan od uslova:

$$x_{it} = \mu_i + \Phi t + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \varepsilon_{i,t-j}, \quad \sum_{j=0}^{\infty} |a_j| < \infty \quad (4.133)$$

ili

$$\Delta x_{it} = \Phi + \sum_{j=0}^{\infty} d_j \varepsilon_{i,t-j}, \quad \sum_{j=0}^{\infty} |d_j| < \infty, \quad (4.134)$$

gde  $\mu_i$  mogu da budu fiksni ili slučajni parametri;  $\varepsilon_{it}$  su nezavisno distribuirani po  $i$  i  $t$  sa  $E(\varepsilon_{it}) = 0$  i  $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$  pri čemu je  $0 < \sigma_{\varepsilon_i}^2 < K < \infty$  i  $u_{is}$  su nezavisni za svako  $s$  i  $t$ .

Proizilazi da se  $\Delta y_{i1}$  može prikazati u obliku:

$$\Delta y_{i1} = b + \pi' \Delta x_i + v_{i1} \quad (4.135)$$

pri čemu je  $b$  oznaka za konstantu,  $\pi$  je  $T$ -dimenzioni vektor  $\Delta x_i = (\Delta x_{i1}, \Delta x_{i2}, \dots, \Delta x_{iT})'$ ,  $v_{i1}$  su nezavisno raspodeljene po  $i$  tako da je  $E(v_{i1}) = 0$  i  $E(v_{i1}^2) = \omega_i \sigma_i^2$  sa  $0 < \omega_i < K < \infty$  za svako  $i$ .

Time su stvoreni uslovi za izvođenje funkcije verodostojnosti transformisanog modela koji je prikazan izrazom (4.130). Ukoliko se pođe od toga da je  $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT})'$  i da se obrazuje matrica:

$$\Delta W_i = \begin{pmatrix} 1 & \Delta x_i & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i1} & \Delta x_{i2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,T-1} & \Delta x_{iT} \end{pmatrix}, \quad (4.136)$$

transformisani model se može predstaviti u formi:

$$\Delta y_i = \Delta W_i \varphi + r_i, \quad (4.137)$$

gde je  $\varphi = (b, \pi', \alpha, \beta)$ . Kovarijantna matrica za  $r_i = (v_{i1}, \Delta u_{i2}, \dots, \Delta u_{iT})'$  može se prikazati u formi:

$$E(r_i r_i') = \sigma_i^2 \begin{pmatrix} \omega_i & -1 & & & 0 \\ -1 & 2 & \ddots & & \\ & & \ddots & & \\ & & & \ddots & 2 & -1 \\ 0 & & & & -1 & 2 \end{pmatrix} = \sigma_i^2 \Omega(\omega_i), \text{ i } \omega_i > 0. \quad (4.138)$$

Funkcija verodostojnosti modela koji je prikazan izrazom (4.137) je oblika:

$$l(\psi_N) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln[1 + T(\omega_i - 1)] \\ - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta y_i - \Delta W_{i\varphi})' \Omega(\omega_i)^{-1} (\Delta y_i - \Delta W_{i\varphi}) \quad (4.139)$$

gde je  $\psi_N = (\varphi', \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)'$ . Međutim, izvođenje ocene primenom metoda maksimalne verodostojnosti suočava se sa problemom povećanja broja parametara sa povećanjem dimenzije  $N$ .

Polazeći od toga, Hayakawa i Pesaran (2015) primenjuju funkciju verodostojnosti za ocenu modela (4.137) na sledeći način:

$$l_p(\theta) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{NT}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{N}{2} \ln[1 + T(\omega - 1)] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (\Delta y_i - \Delta W_{i\varphi})' \Omega(\omega)^{-1} (\Delta y_i - \Delta W_{i\varphi}) \quad (4.140)$$

gde je vektor nepoznatih parametara označen sa  $\theta = (\varphi', \omega, \sigma^2)'$ .

Izvođenjem QML metoda za dinamički model panela višeg reda, Phillips (2015) je takođe potvrdio da se maksimiziranjem kvazi funkcije verodostojnosti dobijaju ocene koje su konzistentne i normalne u asimptotskim uslovima. Slično, Hayakawa i Pesaran (2015) su prilikom ocenjivanja dinamičkog modela panela ignorisali heteroskedastičnost varijanse slučajne greške i zaključili da QML metod koji su predložili Hsiao, Pesaran, i Tahmiscioglu (2002) i dalje pruža konzistentne ocene. Takođe, pomoću Monte Karlo simulacije, autori su pokazali da QML metod ima bolje performanse u odnosu na GMM postupak ocenjivanja što je izraženo u slučajevima kada model sadrži egzogene regresore. Poređenjem GMM i QML metoda, rezultati istraživanja u radu Moral-Benito, Alison, i Williams (2017) ukazuju na prednost QML metoda posebno u panelima sa malim brojem jedinica posmatranja, kao pouzdanijem metodu ocenjivanja dinamičkih modela.

Primenom QML metoda na model stohastičkih individualnih i vremenskih efekata, pokazano je da izvođenje konzistentnih ocena zahteva dovoljno duge dimenzije  $N$  i  $T$ , i da se u uslovima kada je  $N$  veliko a  $T$  fiksno varijansa vremenskih efekata ne može konzistentno oceniti, dok u slučaju velikog  $T$  i fiksnog  $N$  nije moguće obezbediti samo konzistentnu ocenu varijanse individualnih slučajnih efekata (Su i Yang 2018).

#### 4.8 Modeli kvantilne regresije u panelu

Jedan od glavnih nedostataka tradicionalnih ekonometrijskih metoda ogleda se u tome što ocenjuju samo prosečan uticaj objašnjavajućih na zavisnu varijablu istovremeno zanemarujući efekat objašnjavajućih varijabli na višim i nižim tačkama raspodele zavisne varijable. Modeli kvantilne regresije (engl. *quantile regression models*, QR) prevazilaze ovaj problem i pružaju informaciju o heterogenosti uticaja objašnjavajućih

varijabli u okviru različitih kvantila raspodele zavisne varijable. Dakle, prednost primene metoda kvantilne regresije ogleda se u tome što omogućuje sagledavanje različitog uticaja objašnjavajućih na zavisnu varijablu duž raspodele zavisne varijable čime dolazi do izražaja heterogenost njihovih efekata. U okviru pojedinačnog kvantila može se utvrditi da li je uticaj odgovarajuće objašnjavajuće varijable pozitivan ili negativan kao i kolika je veličina uticaja na posmatranom u odnosu na ostale kvantile, što je značajno sa aspekta praćenja heterogenosti uticaja na zavisnu varijablu (Koenker 2004; Powell and Wagner 2010). Takođe, modeli kvantilne regresije predstavljaju pogodan metod ocenjivanja u uslovima kada raspodela slučajne greške odstupa od normalne.

Modeli kvantilne regresije u panelu koji će se detaljnije predstaviti i primeniti u ovom istraživanju odnose se na specifikaciju sa fiksnim efektima i dinamički model kvantilne regresije. Ideja modela kvantilne regresije sa fiksnim efektima ogleda se u tome da heterogenost jedinica posmatranja obuhvati posredstvom fiksnih efekata, istovremeno dozvoljavajući različit uticaj objašnjavajućih na zavisnu varijablu. Sa druge strane, primena metoda instrumentalnih varijabli na kvantilnu panel regresiju (engl. *quantile regression instrumental variables method*, QRIV), pokazala se podesnim načinom modeliranja dinamičkih struktura koje uključuju vrednost zavisne varijable sa docnjom (Chernozhukov i Hansen 2008). Primena QRIV značajno smanjuje pristrasnost u odnosu na ocene koje se dobijaju na osnovu standardnog kvantilnog modela sa fiksnim efektima i pokazano je da se u uslovima kada  $T \rightarrow \infty$  i  $N \rightarrow \infty$  i kada  $N^a / T \rightarrow 0$  za neko  $a > 0$  obezbeđuju konzistentne i asimptotski normalne ocene (Galvao Jr. 2011).

Kada je reč o primeni kvantilnog pristupa u analizi tekućeg računa u ovoj disertaciji, kvantilna regresija omogućuje ocenjivanje uticaja determinanti na tekući račun na različitim tačkama njegove distribucije. Imajući u vidu period i odabrane jedinice posmatranja, primena kvantilnog pristupa pruža detaljnije objašnjenje izraženih promena i preokreta tekućih računa u zemljama EU, posebno sa aspekta determinanti koje su najviše uticale na tekući račun. Drugim rečima, očekuje se da će model kvantilne regresije potvrditi različit kvantitativni uticaj odabranih determinanti na dinamiku trgovinskih transakcija.

#### 4.8.1 Model kvantilne regresije sa fiksnim efektima

Kada je u pitanju izvođenje modela kvantilne regresije sa fiksnim efektima, u zavisnosti od načina tretiranja fiksnih efekata u literaturi postoje dve specifikacije modela. Prva, gde se za fiksne efekte postavlja ograničenje koje se odnosi na njihovu nepromenjenost u okviru posmatranog kvantila (Koenker 2004) i druga, gde je dozvoljena heterogenost individualnih efekata u okviru različitih kvantila (Kato, Galvao Jr., i Montes-Rojas 2012).

Za izvođenje QR modela polazi se od klasičnog modela panela sa fiksnim efektima:

$$y_{it} = \mu_i + x_{it}'\beta + u_{it} \text{ za } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (4.141)$$

Prethodni model se može predstaviti u matricnoj formi:

$$y = Z\mu + X\beta + u, \quad (4.142)$$

gde  $Z$  označava matricu koja identifikuje  $n$  različitih jedinica posmatranja u uzorku.

Kvantilna specifikacija prethodnog modela koja pretpostavlja da fiksni efekti ne variraju po kvantilima može se predstaviti kao  $\tau$  uslovna kvantilna funkcija odgovora  $t$ -te observacije na  $i$ -tu jedinicu posmatranja  $y_{it}$  (Koenker 2004):

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = \mu_i + x_{it}'\beta(\tau). \quad (4.143)$$

Zavisna varijabla  $y_{it}$  je prikazana u formi percentilne raspodele  $Q_{y_{it}}(\tau|x_{it})$ , za koju važi:  $\tau \in (0,1)$ , dok  $x_{it}$  označava  $p$ -dimenzioni vektor objašnjavajućih varijabli,  $\mu_i$  je oznaka za individualne efekte.

Polazeći od procedure ocenjivanja koja je predstavljena u radu Koenker (2004), ocena kvantilne funkcije odnosi se na rešenje problema sledećeg minimuma:

$$\min_{\mu, \beta} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \mu_i - x'_{it} \beta(\tau_k)) \quad (4.144)$$

gde je  $\rho$  funkcija gubitka kvantila i važi  $\rho_{\tau}(u) := u(\tau - I(u < 0))$ , dok  $I$  označava indikator funkciju koja uzima vrednost 1 ukoliko se relacija u zagradi ispostavi kao tačna (ukazuje na negativni deo vektora reziduala), odnosno 0 u obrnutom slučaju (Koenker i Bassett 1978). Oznaka  $v_k$  odnosi se na pondere koji se koriste za kontrolisanje relativnog uticaja  $K$  kvantila  $(\tau_1, \dots, \tau_K)$  na ocenjivanje parametara  $\mu_i$ .

Analogno modelu koji je predstavljen relacijom (4.143), verzija QR modela koja polazi od specifičnih individualnih efekata u okviru posmatranih kvantila može se prikazati u sledećoj formi:

$$Q_{y_{it}}(\tau | x_{it}, \mu_i) = \mu_i(\tau) + x'_{it} \beta(\tau). \quad (4.145)$$

Dakle, u ovom slučaju, individualni efekti se tretiraju kao parametri za ocenjivanje. Pored kvantilne specifikacije statičkih modela, u nastavku se izvodi kvantilna funkcija za dinamičke modele i prikazuje postupak ocenjivanja kvantilne dinamičke panel regresije.

#### 4.8.2 Kvantilna dinamička panel regresija - ocenjivanje metodom instrumentalnih varijabli

Polazimo od dinamičkog panel modela sa fiksnim individualnim efektima:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha y_{it-1} + x'_{it} \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (4.146)$$

gde je:  $y_{it}$  zavisna varijabla,  $y_{it-1}$  vrednost zavisne varijable sa docnjom,  $\mu_i$  individualni fiksni efekti,  $x_{it}$  je  $p$ -vektor objašnjavajućih varijabli,  $u_{it}$  je slučajna greška.

Predstavljeni dinamički model panela se takođe može prikazati i u matričnoj formi:

$$y = Z\mu + \alpha y_{-1} + X\beta + u. \quad (4.147)$$

Analogno modelu sa fiksnim efektima (1.146), kvantilna specifikacija dinamičkog modela panela se može predstaviti kao  $\tau$  uslovna kvantilna funkcija odgovora  $t$ -te observacije na  $i$ -tu jedinicu posmatranja  $y_{it}$  (Koenker 2004; Galvao Jr. 2011):

$$Q_{it} = (\tau | y_{it-1}, x_{it}) = \mu_i + \alpha(\tau)y_{it-1} + x_{it}'\beta(\tau). \quad (4.148)$$

U uslovima kada je dimenzija  $T$  manja u odnosu na  $N$ , što nije redak slučaj u empirijskim istraživanjima, prema modelu (4.148) varijable  $y_{it-1}$  i  $x_{it}$  zavise od posmatranog kvantila ( $\tau$ ).

Koenker (2004) je predstavio opšti pristup za ocenjivanje dinamičkog modela kvantilne regresije sa fiksnim efektima na osnovu:

$$(\hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \min_{\mu, \alpha, \beta} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_k \rho_{\tau}(y_{it} - \mu_i - \alpha(\tau_k)y_{it-1} - x_{it}'\beta(\tau_k)) \quad (4.149)$$

gde, slično kao kod relacije (4.144),  $\rho_{\tau}(u) := u(\tau - I(u < 0))$  predstavlja indikator funkciju dok je  $v_k$  oznaka pondera za kontrolu relativnog uticaja pojedinačnih kvantila  $(\tau_1, \dots, \tau_K)$  na ocenjivanje  $\mu_i$ .

Procedura ocenjivanja dinamičkog kvantilnog modela panela sa uključivanjem instrumentalnih varijabli,  $\omega$ , podrazumeva sledeće korake (Chernozhukov i Hansen 2008; Galvao Jr. 2011):

(i) polazi se od ocene:

$$\hat{\alpha} = \min_{\alpha} \|\hat{\gamma}(\alpha)\|_A, \text{ gde je } A \text{ pozitivno definitna konačna matrica i } \|x\|_A = \sqrt{x'Ax}$$

pri čemu je:

$$(\hat{\mu}(\alpha), \hat{\beta}(\alpha), \hat{\gamma}(\alpha)) = \min_{\mu, \beta, \gamma} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_k \rho_{\tau}(y_{it} - \mu_i - \alpha(\tau_k)y_{it-1} - x_{it}'\beta(\tau_k) - \omega_{it}'\gamma(\tau_k)); \quad (4.150)$$

(ii) konačna ocena parametara podrazumeva:

$$\hat{\theta}(\tau) \equiv (\hat{\alpha}(\tau), \hat{\beta}(\tau)) \equiv (\hat{\alpha}(\tau), \hat{\beta}(\hat{\alpha}(\tau), \tau)). \quad (4.151)$$

Dakle, pristrasnost ocena koja nastaje usled uključivanja vrednosti zavisne varijable sa docnjom značajno može biti umanjena adekvatnim izborom instrumentalnih varijabli. Za  $\omega$  se smatra da predstavlja validan skup instrumenata ako utiče na  $y_{it}$ , nezavisno je od  $u_{it}$  i ima što manju vrednost koeficijenta, blisku nuli. Za ocenu koeficijenata  $\alpha$  i  $\beta$ , pored vrednosti zavisne varijable sa pomakom ili diferenciranih vrednosti zavisne varijable, kao instrumenti mogu da posluže i vrednosti objašnjavajućih varijabli sa pomakom ili diferencirane vrednosti objašnjavajućih varijabli pod pretpostavkom da utiču na zavisnu varijablu i da su nezavisne od slučajne greške (Galvao Jr. 2011).

Za izvođenje konačne ocene parametara QRIV modela definiše se ciljna funkcija:

$$Q_{NT}(\tau, \mu_i, \alpha, \beta, \gamma) := \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_k \rho_{\tau}(y_{it} - \mu_i - \alpha(\tau_k) y_{it-1} - x'_{it} \beta(\tau_k) - \omega'_{it} \gamma(\tau_k)) \quad (4.152)$$

gde je  $y_{it-1}$   $\dim(\alpha)$ -vektor endogenih varijabli,  $\mu_i$  predstavljaju fiksne individualne efekte,  $x_{it}$  je  $\dim(\beta)$ -vektor egzogenih objašnjavajućih varijabli,  $\omega_{it}$  je  $\dim(\gamma)$ -vektor instrumentalnih varijabli takav da važi  $\dim(\gamma) \geq \dim(\alpha)$ . Za slučaj kada je  $K=1$ , primena QRIV pristupa podrazumeva sledeće:

(i) u okviru posmatranog kvantila definišu se vrednosti  $\{\alpha_j, j=1, \dots, J; |\alpha| < 1\}$  i primenjuje se obična  $\tau$ -kvantilna regresija  $(y_{it}, y_{it-1} \alpha_j)$  na  $(z_{it}, \omega_{it}, x_{it})$  kako bi se dobili ocenjeni koeficijenti:

$$(\hat{\mu}_i(\alpha_j, \tau), \hat{\beta}(\alpha_j, \tau), \hat{\gamma}(\alpha_j, \tau)) := \min_{\eta_i, \beta, \gamma} Q_{NT}(\tau, \mu_i, \alpha, \beta, \gamma) \quad (4.153)$$



(ii) za izvođenje ocene  $\alpha(\tau)$  iz vrednosti  $\{\alpha_j, j = 1, \dots, J\}$  izdvaja se  $\hat{\alpha}(\tau)$  za koju se dobija što manja vrednost koeficijenta instrumentalnih varijabli  $\hat{\gamma}(\alpha_j, \tau)$ . Odnosno,

$$\hat{\alpha}(\tau) = \min_{\alpha \in A} [\hat{\gamma}(\alpha, \tau)' \hat{A}(\tau) \hat{\gamma}(\alpha, \tau)] \quad (4.154)$$

gde je A pozitivno definitna matrica. Konačno, dolazimo do ocene:

$$\hat{\theta}(\tau) = (\hat{\alpha}(\tau), \hat{\beta}(\tau)) = (\hat{\alpha}(\tau), \hat{\beta}(\hat{\alpha}(\tau), \tau)). \quad (4.155)$$

Drugim rečima, do ocena parametara  $\alpha$  i  $\beta$  se dolazi preko inverznog koraka (4.135) uz uslov da vrednost koeficijenta  $\gamma(\alpha, \tau)$  koja se ocenjuje u koraku (4.134) bude što je više moguće bliža nuli.

U slučaju kada je  $K = 1$  postoji sličnost između QRIV pristupa i dvostepenog metoda najmanjih kvadrata (engl. *two stage least square*, TSLS), odnosno, ocene primenom TSLS se mogu dobiti implementacijom dvostepene procedure koja se odnosi na QRIV (Galvao Jr. 2011).

## **5. EMPIRIJSKI REZULTATI ANALIZE PERZISTENTNOSTI I DIVERGENTNIH TRENDOVA TEKUĆEG RAČUNA U EVROPSKIM ZEMLJAMA**

### **5.1 Plan istraživanja i definisane hipoteze**

Nakon predstavljanja statičkih i dinamičkih modela panela, odnosno, metodološkog okvira za empirijsku analizu, ovo poglavlje disertacije obuhvata ispitivanje perzistentnosti i divergentnih trendova tekućeg računa u ekonomijama Evropske unije. Prevedashodno će se sagledati uticaj odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa u 28 zemalja članica u periodu 1995-2015. godine, ali će deo analize biti posvećen i zemljama kandidatima za pristupanje EU. Ideja je da se primenom panel tehnika analizira doprinos pojedinačnih faktora na dinamiku trgovinskih divergencija i, konačno, utvrdi stepen perzistentnosti tekućeg računa.

S obzirom da je postizanje eksterne ravnoteže jedan od primarnih ciljeva svake zemlje, visok i permanentan deficit tekućeg računa nužno nameće potrebu proučavanja uzroka njegovog nastanka, pre svega sa aspekta analize determinanti koji su doprineli dinamici robnih tokova. Na toj osnovi, empirijska analiza u ovom poglavlju najpre je usmerena na ocenjivanje uticaja makroekonomskih, demografskih, finansijskih i institucionalnih faktora na promenu računa tekućih transakcija. Sledstveno, izvršeno je dekomponovanje delovanja strukturnih i cikličnih komponenti, sa namerom da se identifikuju faktori koji su dominantno odredili kretanje tekućeg računa u srednjem odnosno kratkom roku. Zatim, nakon proširenja uzorka uključivanjem zemalja kandidata u analizu, ocenjen je efekat trgovinskih neravnoteža koje egzistiraju u svim posmatranim zemljama na promenu njihovog salda robne razmene. Na taj način, moguće je sagledati u kojoj meri uključenje podataka za zemlje kandidate utiče na povećanje eksterne neravnoteže na uzorku koji pored zemalja članica uključuje i zemlje kandidate za pristupanje u EU.

Polazeći od izložene svrhe istraživanja, empirijska analiza je usmerena na testiranje sledećih osnovnih istraživačkih hipoteza:

*Hipoteza 1. Tekući račun karakteriše naglašena perzistentnost u evropskim zemljama u periodu 1995-2015. godine.*

*Hipoteza 2. Različita dinamika konvergencije tekućeg računa prema dugoročnoj ravnoteži evidentna je tokom vremena i između zemalja.*

*Hipoteza 3. Brže uravnotežavanje tekućeg računa karakteristično je za zemlje sa višim nivoima međunarodne trgovinske otvorenosti.*

*Hipoteza 4. Budžetski deficit je pozitivno korelisan sa deficitom tekućeg računa u zemljama Evrope.*

Svaka od definisanih hipoteza doprinosi sveobuhvatnoj analizi tekućeg računa i zahteva primenu odgovarajućih ekonometrijskih metoda ocenjivanja i testiranja hipoteza, što je u nastavku obrazloženo.

*Hipoteze 1 i 2.* U skladu sa kriterijumom koji postavlja ekonomska teorija, deficit tekućeg računa je održiv ukoliko ne zahteva drastične promene primenjivanog koncepta ekonomske politike ili ne uzrokuje izbijanje krize (Milesi-Ferretti i Razin 1996). Pre svega se misli na krizu deviznog kursa, koja može da dovede do nagle depresijacije nacionalne valute ili prekomernog trošenja deviznih rezervi od strane centralne banke, i krizu spoljnog duga koja se odražava na nemogućnost urednog servisiranja finansijskih obaveza i obustavljanje daljeg priliva inostranog kapitala (Roubini i Wachtel 1997). U tom kontekstu, permanentan deficit tekućeg računa neminovno dovodi u pitanje njegovu održivost, pa je proučavanje eksterne neravnoteže postalo predmet čestog interesovanja u teorijskog i empirijskoj literaturi (Rahman 2008; Ca'Zorzi i Rubaszek 2008; Blanchard i Milesi-Ferretti 2009; European Commission 2010; Ca'Zorzi, Chudik, i Dieppe 2012; Bayo-Rubio, Díaz-Roldán, i Esteve 2014). Međutim, ocena perzistentnosti tekućeg računa nije do sada analizirana na uzorku koji obuhvata sve ekonomije Evropske unije. Iz tog razloga, testiranjem prve hipoteze nastoji se odgovoriti na pitanje da li su viši nivoi trgovinske i finansijske integrisanosti zemalja članica dodatno uzrokovali divergentne trendove i produbili deficit robnih tokova. Analiza neujednačenosti dinamike tekućeg računa u procesu konvergencije prema ravnotežnom nivou posebno je značajna i sa aspekta perioda posmatranja, imajući u vidu uvođenje jedinstvene valute i centralizovane monetarne politike, kontinuirana proširenja evropske zajednice i priključenja zemalja prilično diferenciranog nivoa privredne razvijenosti, kao i eskaliranje svetske finansijske i ekonomske krize. U tom

smislu, namera je da se ispita da li su različiti interni i eksterni šokovi ostavili trajne posledice na račun tekućih transakcija i rezultirali neodrživim deficitom tekućeg računa.

U najvećem delu empirijskih istraživanja perzistentnost tekućeg računa se ocenjuje na osnovu statističke značajnosti uticaja tekućeg računa sa pomakom od jednog perioda na njegovu tekuću vrednost i to ocenjivanjem dinamičkih modela panela (Bussière, Fratzscher, i Müller 2004; Herrmann i Jochem 2005, Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Cesaroni i De Santis 2015). Na toj osnovi, prilikom analize perzistentnosti tekućeg računa i provere navedene istraživačke hipoteze oceniće se dinamičke specifikacije panela primenom uopštenog metoda momenata (GMM) i metoda kvazi maksimalne verodostojnosti (QML). Potom, kako bi se sagledao eventualni diverzifikovani uticaj tekućeg računa sa pomakom od više od jednog perioda na trenutni saldo robnih transakcija oceniće se i dinamički model kvantilne regresije. Ovaj metod je podesan i prilikom procene potencijalne asimetrije u dinamici konvergencije tekućeg računa prema ravnotežnom nivou, što je definisano kao predmet testiranja druge hipoteze.

Dinamički model kvantilne regresije predstavlja relativno noviji pravac istraživanja, a prednost primene ovog pristupa ogleda se u tome što ne polazi od prosečnog uticaja odabranih faktora na zavisnu varijablu, već upravo pretpostavlja heterogenost uticaja u okviru viših i nižih kvantila. Mogućnost analize specifičnog uticaja svakog faktora ponaosob na određenim delovima raspodele, doprinelo je upotrebi dinamičkog modela kvantilne panel regresije prilikom analize uticaja determinanti različitih makroekonomskih indikatora (na primer, Dufrenton, Mignon, i Tsangarides 2010; Crespo-Cuaresma, Foster, i Stehrer 2011; Andrade, Duarte, i Simoes 2014; Chi, Huang, i Xie 2015). Međutim, osobenost istraživanja u ovoj disertaciji jeste primena dinamičkog modela kvantilne panel regresije u analizi perzistentnosti tekućeg računa, što do nije sada primenjivano u empirijskoj literaturi.

Pored analize perzistentnosti, primena dinamičkog modela kvantilne panel regresije u ovoj empirijskoj analizi omogućava ispitivanje efekata odabranih determinanti na različitim delovima raspodele tekućeg računa (duž raspodele od najnižih ka najvišim kvantilima). Na taj način se stiče precizniji uvid o signifikantnosti uticaja pojedinačnih faktora na definisanim tačkama distribucije, kao i njihov efekat na asimetričnu dinamiku trgovinskih transakcija. S obzirom na obuhvat uzorka u

istraživanju, rezultati ispitivanja perzistentnosti tekućeg računa su značajani jer pružaju informaciju da li zemlje Evropske unije imaju sposobnost da nakon, kao internih tako i globalnih turbulencija, obezbede dugoročnu ravnotežu robnih tokova.

*Hipoteza 3.* Testiranje treće hipoteze motivisano je potrebom da se sagleda da li zemlje sa višim stepenom trgovinske otvorenosti brže uravnotežavaju tekući račun, odnosno da se utvrdi da li postoji dugoročna veza između stepena trgovinske otvorenosti i promene računa tekućih transakcija. S obzirom na činjenicu da je pokazatelj stepena trgovinske otvorenosti izražen zbirom izvoza i uvoza u odnosu na bruto domaći proizvod, očekivano je da je za svaku ekonomiju poželjno da ima razvijen izvozni sektor i to prvenstveno finalnih proizvoda. U isto vreme, viši stepen otvorenosti zemlje otvara mogućnosti za nove investicije i finansiranje deficita tekućeg računa na osnovu kapitalnih priliva iz inostranstva, na osnovu čega se očekuje pozivan uticaj povećanja trgovinske otvorenosti na saldo robnih tokova (Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Ciocyte i Rojas-Romagosa 2015). Uvažavajući doprinose u literaturi (Chen, Imbs, i Scott 2009; Navas i Licandro 2011) i budući da carinska unija i zajedničko tržište, kao jedni od najznačajnijih projekata evropske zajednice, direktno pretpostavljaju liberalizaciju trgovinskih tokova, analiza uticaja trgovinske otvorenosti na tekući račun posebno je značajna kako sa aspekta Evropske unije kao celine, tako i na nivou individualnih zemalja.

Doprinos ovog istraživanja sa aspekta metoda primenjenih za testiranje treće hipoteze u odnosu na postojeću literaturu odnosi se na analizu dugoročne veze između tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti metodima heterogenih panela. Korišćeni su metod grupnih sredina (MG), metod združenih grupnih sredina (PMG) i metod ocenjivanja sa zajedničkim koreliranim efektima (CCEMG), u cilju obuhvatanja heterogenih parametara i zavisnosti uporednih podataka. Incijalno se ispituje dugoročna veza između stepena otvorenosti trgovine i tekućeg računa za sve jedinice panela, nakon čega se testira postojanje heterogene veze na nivou pojedinačnih jedinica posmatranja. Suština primene ove procedure ocenjivanja je da se sagleda u kojim zemljama stepen trgovinske otvorenosti i račun tekućih transakcija ostvaruju dugoročnu vezu, kako bi se obezbedio precizniji uvid o uticaju promene izvoza i uvoza na saldo robnih tokova.

*Hipoteza 4.* Polazeći od bazične relacije tekućeg računa, jasno je da stanje njegove neravnoteže reflektuje interakcije između odluka državnog i privatnog sektora. Sa tim u vezi, u uslovima kada primena vodeće ekonomske politike generiše povećanje budžetskog deficita, a da pri tome ne postoji perfektna supstitucija između štednje privatnog i javnog sektora, nužno se aktuelizuje pitanje uticaja fiskalnog bilansa na eksternu ravnotežu (Milesi-Ferretti i Razin 1996). Iz tog razloga, jedan pravac empirijskih istraživanja usmeren je upravo na identifikovanje mehanizama posredstvom kojih budžetski deficit utiče na dinamiku odnosa izvoza i uvoza (Kumhof i Laxton 2009; Bluedorn i Leigh 2011; Kosteletou 2013; Constantine 2014; Vamvoukas i Spilloti 2015). Dodatno, uslovljenost ponašanja privatnog sektora odlukama iz domena fiskalne politike, koje se manifestuju pre svega kroz promene poreskog opterećenja odnosno državnih izdataka, doprinelo je da ispitivanje veze između fiskalnog bilansa i tekućeg računa sve više dobije na značaju.

Poseban segment empirijske literature zaključke o uslovljenosti fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa donosi na osnovu rezultata ocenjivanja modela determinanti tekućeg računa i analize signifikantnosti uticaja fiskalnog deficita na tekući račun (Bluedorn i Leigh 2011; Lane i Milesi-Ferretti 2011; Cesaroni i De Santis 2015). Osim navedenog pristupa, radi izvođenja konačnog zaključka o validnosti četvrte postavljene hipoteze primenjena je kointegraciona analiza u panelu. U tom kontekstu, najpre su upotrebljeni Pedroni i Westerlund testovi kointegracije. Odbacivanje nulte hipoteze podrazumeva postojanje kointegracione veze što bi dalje ukazivalo na potrebu analize dugoročne (homogene ili heterogene) veze ocenjivanjem modela panela sa korekcijom ravnotežne greške metodom grupnih sredina ili združenih grupnih sredina. Namera je da se sagleda stepen usaglašavanja prema dugoročnoj ravnoteži u uslovima postojanja kratkoročnih odstupanja na nivou celokupne Evropske unije, kao i sa aspekta pojedinačnih ekonomija.

Testiranje navedenih istraživačkih hipoteza u narednim tačkama ovog poglavlja započinje opisom determinanti tekućeg računa, definisanjem specifikacija panela kao i deskriptivnom statističkom analizom, nakon čega sledi analiza rezultata ekonometrijskog ocenjivanja i testiranja hipoteza u panelu.

## 5.2 Determinante tekućeg računa i rezultati deskriptivne analize

Pored značaja sprovedenog istraživanja sa aspekta uzorka posmatranja, definisanih hipoteza i primenjivanih ekonometrijskih metoda, doprinos se ogleda i u sveobuhvatnoj analizi uticaja determinanti tekućeg računa, osobito ispitivanju efekata institucionalnih komponenti na produbljivanje eksterne neravnoteže, što nije dovoljno proučavano u empirijskoj literaturi. Na toj osnovi, i polazeći od teorijskih modela i načina definisanja različitih faktora, determinante tekućeg računa koje su predmet analize u ovom istraživanju grupisane su u četiri kategorije: (1) makroekonomske; (2) demografske; (3) finansijske; (4) institucionalne. Spisak i opis svih pojedinačnih varijabli kao i izvori podataka predstavljeni su u Prilogu (Tabela 1A).

U grupi **makroekonomskih determinanti** ispituje se kakav uticaj na tekući račun ostvaruju: fiskalni bilans (fb), rast bruto domaćeg proizvoda (gdpgr), stepen trgovinske otvorenosti (trade), strane direktne investicije (fdi), realni efektivni devizni kurs (reer), stopa inflacije (infl), neto inostrana aktiva (nfa) i odnosi razmene (tot). Sve varijable su izražene u procentima bruto domaćeg proizvoda, izuzev realnog efektivnog deviznog kursa i odnosa razmene, gde je kao bazna godina određena 2010. godina, kada indeks uzima vrednost 100 (2010 = 100). Pozitivan uticaj na tekući račun očekuje se da će ostvariti fiskalni bilans, stepen trgovinske otvorenosti, stopa inflacije, neto inostrana aktiva i odnosi razmene, dok se za promene stope ekonomskog rasta, realnog efektivnog deviznog kursa i stranih direktnih investicija predviđa negativni uticaj.

Kada je reč o *fiskalnom bilansu* koji je izražen kao odnos neto zaduživanja i neto kreditiranja vlade, pozitivan bilans podrazumeva racionalno vođenje fiskalne politike, bez generisanja neodrživih deficita, čime se stvara veći prostor za povećanje nacionalne štednje i poboljšanje tekućeg računa. Međutim, ne bi trebalo zanemariti činjenicu da fiskalni bilans može da generiše i produbljivanje trgovinskog deficita u smislu da, uvećanje državne potrošnje podrazumeva i rast ukupne tražnje što se manifestuje na povećanje uvoza i pogoršanja računa tekućih transakcija.

*Stepen trgovinske otvorenosti* obračunat je kao zbir izvoza i uvoza u odnosu na GDP, dok su *odnosi razmene* predstavljeni u formi odnosa izvoznih i uvoznih cena, na osnovu čega se očekuje da dominacija izvoznog sektora, sa aspekta i količine samog izvoza i izvoznih cena, doprinosi unapređenju trgovinskog bilansa. Međutim, uticaj

stepena trgovinske otvorenosti može da varira, u zavisnosti da li su u pitanju zemlje sa višim ili nižim stepenom otvorenosti. U tom smislu, manje otvorene zemlje posredstvom manjeg uvoza ostvaruju pozitivan uticaj na račun tekućih transakcija, ali su istovremeno izložene većim troškovima prilikom servisiranja eksternih obaveza, čime se podstiče veća neravnoteža tekućeg računa (Urošević, Nedeljković, i Zildžović 2012). Isto tako, uticaj odnosa razmene može da bude dvosmeran. Prvo, poboljšanje odnosa razmene podrazumeva rast izvoznih u odnosu na uvozne cene, što utiče na povećanje realnog dohotka, koji se ne troši u celosti na povećanje potrošnje i dolazi do rasta štednje i poboljšanja tekućeg računa (Harberger-Laursen-Metzler-ov efekat; Duncan 2003; Bouakez i Kano 2008). Sa druge strane, iako se inicijalno može očekivati veći prihod po osnovu izvoza, u srednjem roku dolazi do pogošanja cenovne konkurentnosti i pada tražnje za izvoznim proizvodima, dok konačan efekat na stanje tekućeg računa zavisi od elastičnosti tražnje za izvozom u odnosu na cene.

Posmatrajući *stopu inflacije* koja se uglavnom koristi kao pokazatelj makroekonomske neizvesnosti (Brissimis i dr. 2010; Cusolito i Nedeljković 2013) pretpostavlja se da u zemljama u kojima je više izražena tendencija rasta cena ekonomski agenti nastoje da povećaju štednju i smanje investicije, čime se ostvaruju pozitivne implikacije na tekući račun. Takođe, i povećanje *neto inostrane aktive* stvara osnovu za rast deviznih priliva sa pozitivnim efektom na saldo robnih tokova.

Bazirajući se na makroekonomske varijable čije promene imaju negativne posledice na bilans tekućeg računa, uticaj *stope rasta GDP-a* može da se posmatra na dva načina. Prvi, u kontekstu da povećanje stope rasta povećava ukupnu tražnju kako za nacionalnim tako i za uvoznim dobrima čime se povećava uvoz u odnosu na izvoz, i drugi, u smislu da ostvarivanje viših stopa rasta doprinosi obimnijim investicijama i dovodi do pogoršanja tekućeg računa posredstvom povećanja investicija u odnosu na štednju.

Pored poznate tendencije da apresijacija *realnog deviznog kursa* podsticajno deluje na uvoz uz istovremeno smanjenje izvoza i tako dovodi do direktnog pogoršanja tekućeg računa, fluktuacije realnog deviznog kursa se mogu posmatrati i u zavisnosti od njihovog uticaja na promene investicija (Landon i Smith 2009). Posmatrano sa stanovišta izvoza, apresijacija realnog deviznog kursa smanjuje vrednost izvoza u domaćoj valuti i na taj način smanjuje podsticaje firmi za proizvodnju izvoznih



proizvoda usled čega nastupa smanjenje investicija. Oslanjajući se na uvoz, apresijacija realnog deviznog kursa smanjuje cenu uvezenog kapitala i inputa i posredstvom redukcije troškova firmi omogućava povećanje investicija (Cusolito i Nedeljković 2013). Takođe, ukoliko zemlja ima veći deo obaveza koje su nominirane u stranoj valuti, apresijacija realnog deviznog kursa smanjuje troškove zaduživanja i doprinosi povećanju investicija.

Ukoliko se posmatraju *strane direktne investicije* negativan uticaj na tekući račun je očekivan iz razloga što priliv inostranog kapitala uzrokuje rast tražnje za domaćom valutom i podstiče njenu apresijaciju. Izuzetak su situacije kada su investicije usmerene na sektor razmenjivih dobara gde poboljšane izvozne performanse nacionalne ekonomije mogu da doprinesu pozitivnoj razlici između izvoza i uvoza.

Sa stanovišta **demografskih determinanti** razmatra se uticaj stope zavisnosti stanovništva prema godinama starosti (adr) i stope rasta populacije (pop), pri čemu se, za procenu uticaja mlađe i starije populacije na promene tekućeg računa, stopa zavisnosti populacije deli na stopu zavisnosti mlađeg stanovništva (adry) i stopu zavisnosti starijeg stanovništva (adro). Premda uticaj na tekući račun navedena dva demografska indikatora nije jednoznačno određen, smatra se da veći udeo mladih ima izraženiji uticaj na tekući račun (Chinn i Prasad 2003). Generalno posmatrano, demografska struktura stanovništva, koja se u osnovi razlikuje između zemalja, određuje pravac uticaja ovih faktora na tekući račun u smislu da veći udeo ekonomski neaktivnog stanovništva, posredstvom smanjenja štednje, ostvaruje negativno dejstvo na tekući račun i utiče na pogoršanje bilansa robnih transakcija (Ca'Zorzi, Chudik, i Diueppe 2009).

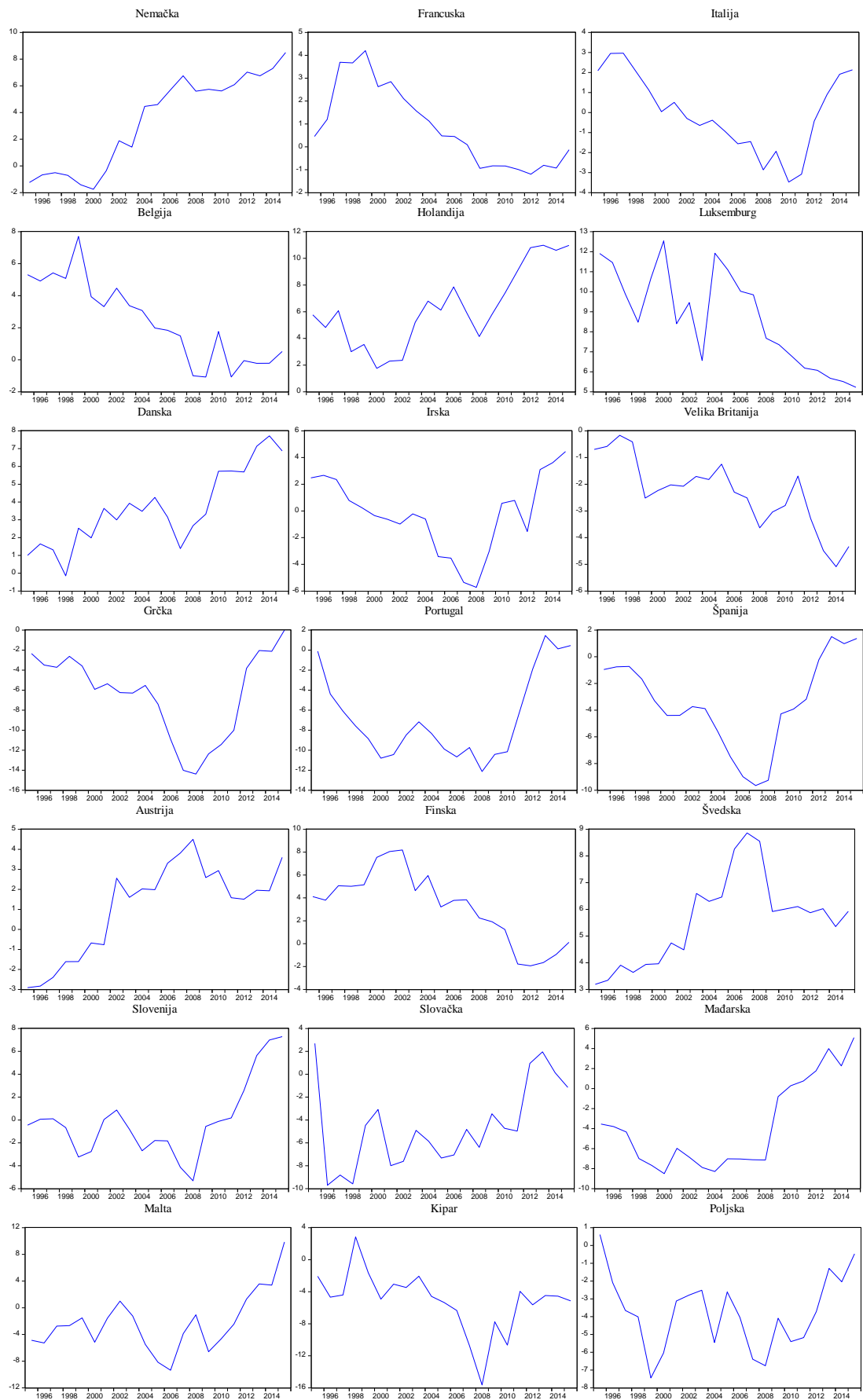
U okviru **finansijskih faktora** analizira se uticaj indeksa finansijske razvijenosti (fd), indeksa kapitalne otvorenosti (caopen), indeksa monetarne nezavisnosti (mi), indeksa stabilnosti deviznog kursa (ers), kredita privatnom sektoru (pcred), vrednosti emitovanih akcija (share) i priliva radničkih doznaka (remit). Navedeni indeksi uzimaju vrednosti u rasponu od 0 do 1, dok su preostale tri finansijske varijable izražene u procentima GDP-a.

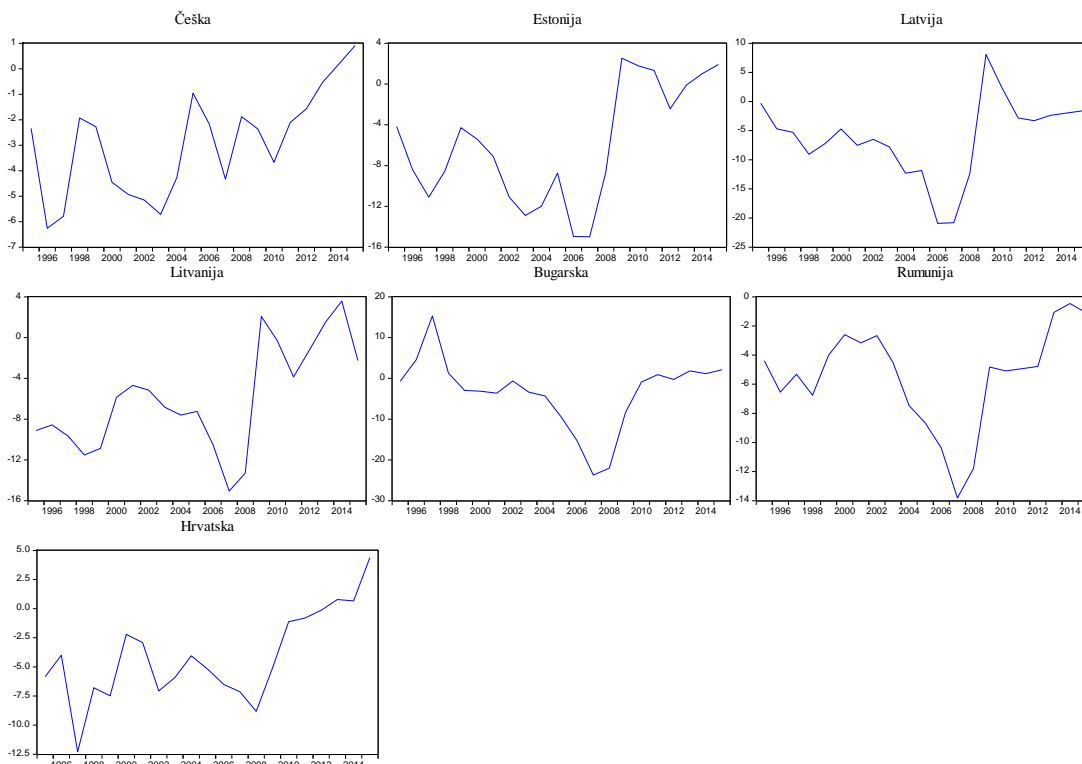
U kontekstu **institucionalnih determinanti**, posmatra se uticaj: prava glasa i odgovornosti (va), političke stabilnosti (va), efikasnosti vlade (ge), kvaliteta regulacija (rq), vladavine prava (rl), kontrole korupcije (cc).

*Pravo glasa i odgovornosti* reprezentuje procenu u kojoj meri građani jedne zemlje učestvuju u izboru vlade, koliko je prisutna slobodna izražavanja, sloboda odlučivanja i slobodni mediji; *politička stabilnost* je izražena posredstvom verovatnoće destabilizacije ili rušenja vlade nasilnim putem, uključujući i političko motivisano nasilje i terorizam; kao *mera efikasnosti vlade* upotrebljen je pokazatelj kvaliteta javnih usluga i državne službe, kao i stepen nezavisnosti od političkih pritisaka, kvalitet formulisanja i sprovođenja nacionalnih politika, uključujući i posvećenost vlade u njihovom sprovođenju; *kvalitet regulacije* predstavljen je u formi pokazatelja sposobnosti vlade da formuliše i implementira opravdane politike i propise koji omogućavaju i promovišu razvoj privatnog sektora; *vladavina prava* objašnjava u kojoj meri ekonomski agenti imaju poverenja i poštuju pravila društva, posebno u pogledu stepena poštovanja ugovora, imovinskih prava, policije, sudstva, uključujući i verovatnoću kriminala i nasilja; *kontrola korupcije* iskazana je kao upotreba političke moći u privatne svrhe, obuhvatajući manji i veći stepen korupcije kao i zloupotrebu države od strane elitnog dela društva i za privatne interese.

Polazeći od odabranih finansijskih i institucionalnih determinanti, teško da se može precizirati jednoobrazna priroda uticaja na tekući račun, već se pre može reći da na osnovu njihovog delovanja na dinamiku štednje i investicija proizilazi uticaj na promene tekućeg računa (Chinn i Ito 2007). Na toj osnovi promene varijabli koje deluju u pravcu stvaranja povoljnijeg ambijenta za povećanje investicionih ulaganja, generišu veću razliku između investicija i štednje uz konačan, negativan uticaj na promene tekućeg računa (Cheung, Furceri, Rusticelli 2013; Läpple 2015).

Sa ciljem sticanja inicijalne predstave o prirodi eksternih neravnoteža, pre ekonometrijske analize, u nastavku sledi deskriptivna statistička analiza. Naredni grafički prikaz ilustruje kretanje tekućeg računa po pojedinačnim zemljama članicama Evropske unije.





**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima WB (2018a).

**Slika 5.1** Tekući račun u zemljama Evropske unije (u % GDP-a)

Na osnovu grafičkog prikaza evidentno je da tekući računi zemalja članica ispoljavaju različitu dinamiku sa jasno izraženim periodima deficita (Slika 5.1). S obzirom da podaci ukazuju na značajnu fluktuaciju trgovinskih tokova tokom posmatranog perioda, ne može se reći da postoji neka stabilna putanja njihovog kretanja čak ni u fazama deficita. Uočava se, takođe, da su uvođenje evra 1999. godine, istorijsko proširenje EU 2004. godine i eskalacija globalne finansijske i ekonomske krize 2008. godine tri ključna događaja koja su uticala na tekuće račune u svim zemljama. Navedene okolnosti su se odrazile na prisustvo izraženih strukturnih lomova u pomenutim godinama, koji su imali posledicu na povećanje eksterne neravnoteže kod većine zemalja.

U nastavku sledi pregled deskriptivnih statistika odabranih determinanti tekućeg računa sa namerom da se sagleda njihova srednja vrednost, mere disperzije i karakteristike empirijske raspodele (Tabela 5.1). Na taj način će se izračunati prosečne tendencije pojedinačnih faktora, kao i njihova odstupanja na nivou Evropske unije, odnosno, sagledaće se za koje faktore postoji značajna diverzifikovanost sa aspekta jedinica posmatranja i tokom vremena.

**Tabela 5.1** Deskriptivne statistike determinanti tekućeg računa u zemljama EU u periodu 1995-2015. godine

Promenljive:	Srednja vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. asimetrije	Koef. spljoštenosti
<b>Tekući račun</b>	-1,349	-1,132	15,311	-23,715	5,671	-0,272	3,565
<b>Fiskalni bilans</b>	-2,801	-2,733	6,736	-32,466	3,466	-1,234	11,722
<b>Ekonomski rast</b>	2,642	2,819	26,276	-14,814	3,558	-0,340	8,970
<b>Trgovinska otvorenost</b>	108,619	90,180	438,157	37,108	60,538	1,933	7,682
<b>Strane direktne investicije</b>	9,524	3,514	451,715	-58,978	33,401	9,098	100,214
<b>Realni efektivni devizni kurs</b>	94,651	97,738	125,712	46,274	11,862	-1,451	6,161
<b>Inflacija</b>	6,098	2,383	1058,347	-4,480	44,627	22,456	127,785
<b>Neto inostrana aktiva</b>	-0,281	-0,238	2,646	-2,474	0,479	0,543	7,673
<b>Odnosi razmene</b>	98,978	99,901	120,213	64,581	6,542	-1,775	9,825
<b>Stopa zavisnosti stanovništva</b>	48,509	48,436	59,245	38,452	3,796	-0,103	2,949
<b>Stopa rasta populacije</b>	0,207	0,251	2,891	-3,820	0,794	-0,262	5,163
<b>Indeks finan. razvijenosti</b>	0,547	0,567	0,937	0,093	0,200	-0,218	1,935
<b>Indeks kapitalne otvorenosti</b>	0,851	1,000	1,000	0,000	0,265	-1,651	4,302
<b>Indeks monetarne stabilnosti</b>	0,229	0,174	0,923	0,000	0,229	0,591	2,169
<b>Indeks stabilnosti deviznog kursa</b>	0,698	0,723	1,000	0,034	0,306	-0,279	1,455
<b>Kreditni privatnom sektoru</b>	77,992	72,261	260,704	4,221	44,774	0,978	4,464
<b>Kapitalizacija tržišta akcija</b>	48,011	36,032	247,170	0,026	40,233	1,499	5,769
<b>Prilivi doznaka</b>	1,154	0,601	8,190	0,014	1,301	1,806	6,509
<b>Pravo glasa i odgovornosti</b>	1,127	1,137	1,970	-0,290	0,349	-0,737	3,732
<b>Politička stabilnost</b>	0,840	0,881	1,760	-0,474	0,446	-0,305	2,615
<b>Efikasnost vlade</b>	1,145	1,086	2,354	-0,570	0,642	-0,247	2,256
<b>Kvalitet</b>	1,174	1,170	2,100	-0,180	0,468	-0,377	2,878

regulacija							
Vladavina prava	1,108	1,133	2,100	-0,630	0,633	-0,424	2,254
Kontrola korupcije	1,047	1,022	2,469	-0,620	0,809	0,031	1,869

**Napomena:** Grafički prikazi odabranih determinanti tekućeg računa i korelacione matrice predstavljeni su u Prilozima 2 i 3.

**Izvor:** Autorski proračun.

Na osnovu prezentiranih deskriptivnih statistika evidentno je da je prosečna vrednost tekućeg računa u zemljama Evropske unije tokom razmatranog perioda bila negativna (-1,349). Oslanjajući se na grafičke prikaze tekućeg računa (Slika 5.1) dobijena prosečna vrednost je u skladu sa očekivanjima, budući da je evidentan perzistentan deficit kod većine zemalja. Imajući u vidu vrednosti mera disperzije (interval varijacije i standardnu devijaciju, Tabela 5.1), jasno je da su varijacije tekućeg računa po jedinicama posmatranja dosta izražene, od -23,715 do 15,311.

Prosečna vrednost fiskalnog bilansa je takođe bila negativna u većini zemalja Evropske unije u svakoj godini analiziranog perioda, odnosno zabeležen je fiskalni deficit (Slike 2.1A i 2.2A, Prilog 2). Sa druge strane, raspon fiskalnih neravnoteža je prilično veliki, od -32,466 do 6,736, što ukazuje na to da su se zemlje dosta razlikovale sa stanovišta budžetske potrošnje. Visoku heterogenost između zemalja pokazuju i ostale makroekonomske determinante, a varijabilitet je posebno izražen kod stepena trgovinske otvorenosti i stranih direktnih investicija. Negativan predznak za srednju vrednost neto inostrane aktive ukazuje da su zemlje Evropske unije u proseku imale više nivoa inostranih obaveza u odnosu na ukupnu inostranu aktivu, odnosno, sve zemlje članice osim Nemačke, Belgije, Holandije, Luksemburga i Malte su generisale veće obaveze, što je posebno zastupljeno nakon 2007. godine (Slike 2.1A i 2.2A, Prilog 2). Iako je prosečna stopa inflacije zemalja EU u posmatranom periodu bila na nivou od 6,098%, evidentan je izuzetno visok interval varijacije pri čemu je maksimalna vrednost ostvarena u Bugarskoj u 1997. godini (Slika 3.6A, Prilog 3). Tendencija rapidnog rasta nivoa cena u Bugarskoj obustavljena je prihvatanjem valutnog odbora, odnosno, vezivanjem bugarske valute za nemačku marku sredinom iste godine.

Posmatrajući pokazatelje raspodele, negativna vrednost koeficijenta asimetrije za tekući račun, fiskalni bilans, ekonomski rast, realni efektivni devizni kurs i odnose razmene ukazuje da je raspodela asimetrična ulevo. Raspodela nije simetrična ni za

pokazatelj trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije, inflaciju i neto inostranu aktivu s tim što je prisutna asimetrija udesno, odnosno, desni rep raspodele je duži od levog. Za razliku od normalne raspodele, vrednosti koeficijenta spljoštenosti za sve varijable su veće od tri, što podrazumeva da su repovi raspodela teži od repova normalne raspodele.

Posmatrajući demografske determinante, stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti varira između maksimalne vrednosti od 59,245 i minimuma koji iznosi 38,452, dok je prosečna stopa rasta populacije iznosila 0,207%, sa rasponom vrednosti od -3,820 do 2,891. Obe varijable imaju izraženu asimetriju ulevo, pri čemu vrednost koeficijenta spoljoštenosti za stopu zavisnosti stanovništva ne ukazuje na značajna odstupanja od normalne spljoštenosti (koeficijent spljoštenosti iznosi približno 3). Sa druge strane, za stopu rasta populacije je evidentno da su repovi teži u odnosu na repove normalne raspodele.

U grupi finansijskih determinanti, prosečne vrednosti za posmatrane indekse ukazuju da u zemljama Evropske unije postoji visok stepen kapitalne otvorenosti i stabilnosti deviznog kursa, sledi nivo finansijske razvijenosti, dok je monetarna stabilnost na prilično niskom nivou. Krediti privatnom sektoru i vrednost emitovanih akcija dosta variraju između zemalja, na šta ukazuju i visoke vrednosti standardne devijacije. Pokazatelji institucionalnih performansi uzimaju vrednosti od 0,8 do 1,7 i vrednosti koeficijenata varijacije (30,97%, 53,09%, 56,07%, 39,86%, 57,13%, 77,27%, respektivno) ukazuju da pokazatelj kontrole korupcije ima najveći, a pravo glasa i odgovornosti najmanji varijabilitet u posmatranom uzorku panela. Gotovo sve institucionalne varijable izuzev kontrole korupcije imaju raspodelu koja je asimetrična ulevo, pri čemu je koeficijent spljoštenosti blizu referentne vrednosti koja određuje spoljoštenost normalne raspodele.

U nastavku sledi ekonometrijska analiza determinanti tekućeg računa gde će se ocenom statičkih i dinamičkih specifikacija formirati zaključci koji faktori su imali naizraženiji uticaj na promene računa tekućih transakcija u zemljama Evropske unije. Potom, sa namerom da se utvrdi koje varijable su imale dominantni uticaj na dinamiku robnih tokova u srednjem odnosno kratkom roku, izvršena je njihova klasifikacija u strukturne i ciklične grupacije. Nakon toga, pristupa se ispitivanju uticaja stepena

trgovinske otvorenosti na brzinu uravnotežavanja tekućeg računa, kao i testiranju postojanja dvostrukog deficita.

### **5.3 Ekonometrijska analiza determinanti tekućeg računa**

Prilikom analize uticaja odabranih determinanti na promene tekućeg računa u zemljama Evropske unije, u preliminarnom delu ekonometrijske analize ocenjene su različite formulacije statičkih modela (model sa konstantnim regresionim parametrima, model fiksnih individualnih i/ili vremenskih efekata, model slučajnih individualnih i/ili vremenskih efekata) u cilju sprovođenja inicijalnih ekonometrijskih testova kao što su test autokorelacije, heteroskedastičnosti, zavisnosti uporednih podataka i testovi jediničnog korena. Zatim, ocenjene su dinamičke specifikacije modela panela, sa namerom da se proceni uslovljenost tekućeg računa njegovim kretanjem iz prethodnog perioda, što je i pretpostavka koja se uvodi u velikom broju istraživanja (Calderon, Chong, i Loayza 2000; Ca'Zorzi, Chudik, i Dieppe 2009; Zemanek, Belke, i Schnabl 2010; Cesaroni i De Santis 2015).

Primena standardnih metoda ocenjivanja statičkih modela panela na dinamičke specifikacije daje pristrasne i nekonzistentne ocene (Anderson i Hsiao 1981; Nickell 1981). Zato je za ocenjivanje dinamičkih modela panela korišćen uopšteno metod momenata, odnosno, sistemski GMM metod (Arellano i Bover 1995; Blundell i Bond 1998). Dobijene ocene pomoću navedenog GMM metoda upoređiće se sa ocenama primenom metoda kvazi maksimalne verodostojnosti (QML), koji predstavlja pogodnu alternativu za ocenu dinamičkih formulacija modela posebno u uslovima postojanja zavisnosti uporednih podataka i heteroskedastičnih grešaka, kao i u situacijama kada model sadrži egzogene regresore i kada uzorak čini manji broj jedinica i perioda posmatranja (Hayakawa i Pesaran 2015; Moral-Benito, Alison, i Williams 2017).

#### **5.3.1 Statički modeli panela**

Kako bi se stekao uvid u efekte različitih faktora na kretanje tekućeg računa, polazi se od nekoliko specifikacija fiksnih efekata, koje se razlikuju u pogledu skupa



objašnjavajućih promenljivih (Tabela 5.2a). Izboru fiksne specifikacije prethodilo je ocenjivanje modela sa konstantnim regresionim parametrima i modela sa stohastičkim efektima (rezultati ocenjivanja i testiranja na osnovu navedenih modela prikazani su u Tabelama 5.1A-5.4A, Prilog 5). Polazi se od postepenog proširivanja polaznog modela koji u početnoj specifikaciji sadrži samo makroekonomske determinante da bi se naknadno uključivale demografske, finansijske i institucionalne komponente, što je prikazano na sledeći način:

---

**Model 1 (makroekonomske determinante)**

$$CA_{it} = \beta_i + \beta_1 fb_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 trade_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 reer_{it} + \beta_6 \ln l_{it} + \beta_7 nfa_{it} + \beta_8 tot_{it}$$

---

**Model 2 (makroekonomske i demografske determinante)**

$$CA_{it} = \beta_i + \beta_1 fb_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 trade_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 reer_{it} + \beta_6 \ln l_{it} + \beta_7 nfa_{it} + \beta_8 tot_{it} + \beta_9 adr_{it} + \beta_{10} pop_{it}$$

---

**Model 3 (makroekonomske, demografske i finansijske determinante)**

$$CA_{it} = \beta_i + \beta_1 fb_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 trade_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 reer_{it} + \beta_6 \ln l_{it} + \beta_7 nfa_{it} + \beta_8 tot_{it} + \beta_9 adr_{it} + \beta_{10} pop_{it} + \beta_{11} fd + \beta_{12} pcred + \beta_{13} share + \beta_{14} remit$$

---

**Model 4 (makroekonomske, demografske, finansijske i institucionalne determinante)**

$$CA_{it} = \beta_i + \beta_1 fb_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 trade_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 reer_{it} + \beta_6 \ln l_{it} + \beta_7 nfa_{it} + \beta_8 tot_{it} + \beta_9 adr_{it} + \beta_{10} pop_{it} + \beta_{11} fd + \beta_{12} pcred + \beta_{13} share + \beta_{14} remit + \beta_{15} va + \beta_{16} pv + \beta_{17} ge + \beta_{18} rq + \beta_{19} rl + \beta_{20} cc$$


---

**Tabela 5.2a** Statički modeli panela sa fiksnim efektima

	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>	<b>Model 4</b>
<b>Makroekonomske determinante</b>				
<b>fb</b>	0,4449*** (0,0806)	0,4206*** (0,0756)	0,3928*** (0,0705)	0,2594*** (0,0629)
<b>gdpgr</b>	-0,3672*** (0,1008)	-0,4433*** (0,0955)	-0,4699*** (0,0916)	-0,4292*** (0,0829)
<b>trade</b>	0,0152*** (0,0035)	0,0189*** (0,0042)	0,0192*** (0,0043)	0,0205*** (0,0043)
<b>fdi</b>	-0,0154** (0,0062)	-0,0149** (0,0061)	-0,0120** (0,0056)	-0,0127** (0,0051)
<b>reer</b>	0,0933** (0,0243)	0,0722** (0,0219)	0,0760** (0,0226)	0,0340* (0,0192)

<b>nfa</b>	3,9749*** (0,6986)	3,2698** (0,6568)	2,9489*** (0,5792)	2,0452** (0,4751)
<b>tot</b>	0,1111** (0,0344)	0,1058** (0,0344)	0,0931** (0,0332)	0,0299 (0,0327)
<b>Demografske determinante</b>				
<b>adr</b>		0,2353*** (0,0509)	0,1259*** (0,0460)	0,0313 (0,0430)
<b>pop</b>		-0,4180 (0,2798)	-0,5267 (0,3384)	-0,7568** (0,3166)
<b>Finansijske determinante</b>				
<b>caopen</b>			-0,5653** (0,1739)	-0,4707** (0,1752)
<b>pcred</b>			-0,0105** (0,0051)	-0,0273*** (0,0054)
<b>share</b>			0,0442*** (0,0066)	0,0285*** (0,0064)
<b>remit</b>			-0,5612** (0,1981)	-0,3517 (0,1863)
<b>Institucionalne determinante</b>				
<b>va</b>				-0,2590 (1,0895)
<b>pv</b>				0,1916 (0,5330)
<b>ge</b>				2,8861*** (0,8682)
<b>rq</b>				-4,4581*** (0,9008)
<b>rl</b>				-0,2035 (1,0081)
<b>cc</b>				3,3135** (0,7053)
<b>Veličina uzorka panela</b>	588	588	581	581
<b>R<sup>2</sup></b>	0,4882	0,5078	0,5648	0,6402

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 5.2b** Testovi specifikacije za ocenjene modele sa fiksnim efektima

Testovi:	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Test heteroskedastičnosti	1693,63 (0,0000)	1010,48 (0,0000)	829,89 (0,0000)	847,90 (0,0000)
Test autokorelacije	132,164 (0,0000)	179,599 (0,0000)	149,636 (0,0000)	144,962 (0,0000)
Modifikovan Hausman test	93,456 (0,0000)	153,167 (0,0000)	160,600 (0,0000)	327,299 (0,0000)
F-test individualnih efekata	12,23 (0,0000)	12,94 (0,0000)	13,02 (0,0000)	9,64 (0,0000)
F-test vremenskih efekata	7,78 (0,000)	8,99 (0,0000)	6,31 (0,0000)	8,09 (0,0000)
CSD test	-2,700	-1,674	-2,644	-2,527
<i>p</i> -vrednost	(0,0069)	(0,0075)	(0,0082)	(0,0115)

Prilikom izvođenja konačnih formi statičkih modela, prvobitno su ocenjeni modeli fiksnih individualnih i stohastičkih individualnih efekata, gde je F-testom u fiksnoj i Breusch-Pagan testom u stohastičkoj specifikaciji provereno prisustvo individualnih efekata. Rezultati testiranja individualnih efekata u modelu fiksnih efekata (Tabela 5.2b), odnosno u modelu stohastičkih efekata (realizovane vrednosti Breusch-Pagan statistike ( $p$ -vrednosti): 253,98(0,000); 344,78(0,000); 296,31(0,000); 241,94(0,000); Tabele 5.1A-5.4A, Prilog 5), jasno potvrđuju opravdanost uključivanja varijacija po jedinicama posmatranja u ocenjene modele.

Nakon toga, modifikovanim Wald testom i Wooldridge testom, potvrđeno je prisustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije (Tabela 5.2b) pa se iz tog razloga primenjuju robusne ocene standardnih grešaka.

Radi odabira adekvatne specifikacije, inicijalno je Hausmanovim testom specifikacije izvršeno poređenje ocena regresionih parametara modela fiksnih i slučajnih efekata. Budući da je standardni Hausmanov test osetljiv na prisustvo heteroskedastičnosti koja je potvrđena u modelima, nakon ocenjenivanja specifikacija modela sa robusnim ocenama standardnih grešaka primenjena je modifikovana verzija Hausmanovog testa, koji je robusan na navedene probleme (Schaffer i Stillman 2006; Nichols 2007). Realizovane statistike sa  $p$ -vrednostima modifikovanog Hausmanovog testa prikazane su u Tabeli 5.2b.

Rezultati testiranja za sve ocenjene modele ukazuju na to da u modelima slučajnih efekata postoji korelisanost regresora i individualnih efekata (jednostruka endogenost), te su ocene slučajnih specifikacija tada nekonzistentne. Drugim rečima, rezultati testiranja potvrđuju izbor fiksne specifikacije čije su ocene konzistentne u uslovima jednostruke endogenosti (Tabela 5.2b). U nastavku je u svim modelima fiksnih efekata dodatno testirano i prisustvo vremenskih efekata. Rezultati F-testa vremenskih efekata (Tabela 5.2b) ukazuju na to da su vremenski efekti signifikantni i potvrđuju opravdanost uključivanja vremenskih efekata, na osnovu čega se može zaključiti o adekvatnosti fiksne specifikacije sa individualnim i vremenskim efektima.

Potom, izvršena je provera zavisnosti uporednih podataka primenom Pesaranovog CD testa. Prvobitno je testirana pretpostavka o nezavisnosti slučajnih grešaka po

jedinicama posmatranja na osnovu reziduala iz ocenjenog modela sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima (Tabela 5.2b). Rezultati testiranja ukazuju na odbacivanje nulte hipoteze, što dalje ukazuje na potrebu primene panel korigovanih standardnih grešaka prilikom ocenjivanja modela. Dodatno, testirana je i zavisnost uporednih podataka za svaku varijablu pojedinačno i rezultati su prikazani u narednoj tabeli.

**Tabela 5.3** Pesaranov test zavisnosti uporednih podataka

Testiranje zavisnosti uporednih podataka ocenjenog modela (najšira specifikacija)				
$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = cor(u_{it}, u_{jt}) = 0, i \neq j$				
$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0, i \neq j$				
Testiranje zavisnosti podataka pojediničnih determinati				
	CD-test	<i>p</i> -vrednost	korelacija	aps, (korelacija)
ca	13,69	0,000	0,154	0,454
fb	27,58	0,000	0,310	0,370
gdpgr	52,48	0,000	0,589	0,689
gdppc	51,97	0,000	0,583	0,584
trade	60,49	0,000	0,679	0,756
reer	35,43	0,000	0,398	0,576
nfa	14,52	0,000	0,163	0,616
fdi	18,58	0,000	0,209	0,291
infl	39,23	0,000	0,440	0,452
tot	4,37	0,000	0,049	0,488
adr	26,90	0,000	0,302	0,579
pop	0,08	0,035	0,001	0,306
fd	50,92	0,000	0,572	0,576
pred	40,95	0,000	0,464	0,654
share	39,53	0,000	0,469	0,511
remit	6,85	0,000	0,077	0,489
va	6,79	0,000	0,085	0,340
pv	14,02	0,000	0,175	0,400
ge	1,27	0,202	0,016	0,429
rq	6,38	0,000	0,080	0,363
rl	7,83	0,000	0,098	0,045
cc	6,96	0,000	0,390	0,376

Izvor: Autorski proračun.

Imajući u vidu integrisanost zemalja Evropske unije sa ekonomskog, finansijskog i institucionalnog aspekta, ocenjene zavisnosti su u skladu sa očekivanjima i jasno upućuju na odbacivanje nulte hipoteze o nezavisnosti uporednih podataka (Tabela 5.3).

Pre interpretacije finalnih rezultata, izvršena je i provera integrisanosti determinanti tekućeg računa u statičkim modelima. Oslanjajući se na rezultate testiranja pretpostavke o nezavisnosti slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja u istom vremenskom periodu i imajući u vidu činjenicu da primena testova jediničnog korena prve generacije polazi od navedene pretpostavke nezavisnosti panela, testiranje jediničnog korena dodatno podrazumeva upotrebu testova druge generacije. Zato je pored testova prve generacije kao što su Madala Vu test, Hadri test i Im-Pesaran-Shin test, testiranje jediničnog korena sprovedeno i primenom Pesaranovog testa (Pesaran 2007; detaljni rezultati testiranja dati su u Prilogu 6, Tabele 6.1A-6.4A). Ovaj test jediničnog korena druge generacije pod nultom hipotezom podrazumeva integrisanost prvog reda, dok alternativna hipoteza pretpostavlja stacionarnost panela. Maksimalan broj docnji je određen pomoću Akaikeovog informacionog kriterijuma i za sve determinante iznosi četiri, osim za realni efektivni devizni kurs, neto inostranu aktivnu i pokazatelj efikasnosti vlade gde je prisustvo jediničnog korena testirano na tri docnje. S obzirom na to da se na osnovu grafičkih prikaza ne može uočiti prisustvo determinističkog trenda u kretanju odabranih determinanti tekućeg računa (Prilog 2 i 3) i imajući u vidu da uključivanje trenda smanjuje jačinu testova jediničnog korena u panelu (Elder i Kennedy 2001; Kunst, Nell, i Zimmermann 2011), provera reda integrisanosti zasnovana je na modelima sa konstantom. U narednoj tabeli su prikazani rezultati Pesaranovog testa jediničnog korena u panelu.

**Tabela 5.4** Pesaranov test jediničnog korena

Promenljiva:	Nivo promenljive			Prva diferencija promenljive	
	CADF $\bar{t}$ -statistika	CIPS $Z(\bar{t})$ -statistika	$p$ -vrednost	CIPS $Z(\bar{t})$ -statistika	$p$ -vrednost
<b>ca</b>	-1,925	-0,944	0,172	-16,375	0,000
<b>fb</b>	-1,621	-0,706	0,191	-17,723	0,000
<b>gdpgr</b>	-2,608	-4,621	0,000	-14,751	0,000
<b>trade</b>	-1,332	2,257	0,988	-15,644	0,000
<b>fdi</b>	-3,249	-8,092	0,000	-20,540	0,000
<b>reer</b>	-2,715	-5,210	0,000	-19,394	0,000
<b>infl</b>	-2,909	-6,259	0,000	-21,168	0,000
<b>nfa</b>	-1,896	-0,787	0,216	-17,325	0,000
<b>tot</b>	-2,045	-1,594	0,055	-20,954	0,000
<b>adr</b>	-1,192	3,014	0,999	-15,296	0,000
<b>pop</b>	-1,563	1,012	0,844	-15,754	0,000
<b>fd</b>	-2,149	-2,153	0,016	-18,120	0,000
<b>pcred</b>	-1,384	1,978	0,976	-9,390	0,000
<b>share</b>	-1,294	2,460	0,993	-8,627	0,000

<b>remit</b>	-1,712	0,208	0,582	-16,363	0,000
<b>va</b>	-1,907	-0,847	0,199	-18,648	0,000
<b>pv</b>	-2,052	-1,632	0,051	-18,105	0,000
<b>ge</b>	-1,353	2,145	0,984	-18,982	0,000
<b>rq</b>	-1,898	-0,799	0,212	-18,174	0,000
<b>rl</b>	-1,699	0,276	0,609	-17,755	0,000
<b>cc</b>	-1,426	1,751	0,960	-20,197	0,000

**Napomena:** Kritične vrednosti  $\bar{t}$ -statistike za nivoe značajnosti od 1%, 5% i 10% su -2,300, -2,150 i -2,070, respektivno. Rezultati Pesaran testa sa uključenim docnjama prikazan je Prilogu 6 (Tabela 6.4A).

**Izvor:** Autorski proračun.

Dobijeni nalazi upućuju na zaključak da većina analiziranih determinanti tekućeg računa poseduje jedinični koren, odnosno da su prve diference tih serija stacionarne (Tabela 5.4). Pored tekućeg računa, od makroekonomskih determinanti postojanje jediničnog korena je potvrđeno na nivou značajnosti od 5% za fiskalni bilans, stepen trgovinske otvorenosti, neto inostranu aktivu i odnose razmene. Sa druge strane, nulta hipoteza se može odbaciti za stopu rasta GDP-a, strane direktne investicije i realni efektivni devizni kurs, odnosno može se reći da su varijable stacionarne. Obe demografske komponente, stopa zavisnosti stanovništva prema starosti i stopa rasta populacije, poseduju jedinični koren. Izuzev indeksa finansijske razvijenosti, sve ostale finansijske i institucionalne determinante karakteriše nestacionarnost.

Rezultati testiranja jediničnog korena značajni su za naredni tok empirijske analize, koja podrazumeva najpre ocenjivanje dinamičkog panela GMM metodom na originalnim podacima, a kasnije i ispitivanje kointegrisanosti tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti prilikom testiranja treće hipoteze, odnosno, tekućeg računa i fiskalnog bilansa za proveru validnosti četvrte hipoteze.

Premda će konačni zaključci o uticaju odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa uslediti nakon ocene odabrane dinamičke specifikacije modela, sprovedena analiza statičkih modela daje samo inicijalne naznake o uticaju pojedinih faktora na tekući račun. Odnosno, u ovoj fazi preliminarne analize pokazano je da na bilans tekućih transakcija utiču sve makroekonomske determinante osim odnosa razmene, potom stopa rasta populacije, indeks kapitalne otvorenosti, odobreni krediti privatnom sektoru i ukupna vrednost emitovanih akcija iz grupa demografskih i finansijskih faktora, i pokazatelji efikasnosti vlade, kvaliteta regulacije i kontrole korupcije u okviru institucionalnih komponenti.

### 5.3.2 Dinamički modeli panela

Uslovljenost tekućeg računa njegovim kretanjem iz prethodnog perioda zahteva ocenjivanje dinamičkih modela panela primenom ekonometrijskih metoda koji uzimaju u obzir korelisanost objašnjavajuće varijable sa docnjom i slučajne greške, odnosno koji rešavaju problem endogenosti. Drugim rečima, kako bi se izbegao problem nekonzistentnih ocena regresionih parametara koji se pojavljuje u uslovima primene metoda ocenjivanja statičkih panela na dinamičke specifikacije (Nickell 1981; Ullah, Akhtar, i Zaefarian 2018), u ovom delu empirijske analize pri ocenjivanju dinamičkih modela primenjuju se GMM i QML metodi.

Bazirajući se na empirijskim nalazima koja odluku o perzistentnosti tekućeg računa izvode na osnovu dobijene statističke značajnosti uticaja tekućeg računa sa pomakom od jedne godine na njegovu aktuelnu vrednost (Bussière, Fratzscher, i Müller 2004; Zemanek, Belke, i Schnabl 2010; Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Sadiku i dr. 2015; Das 2016), u ovom istraživanju su najpre ocenjeni dinamički modeli panela u cilju testiranja prve hipoteze, a zatim se konačan zaključak o stepenu perzistentnosti izvodi na osnovu rezultata ocenjivanja dinamičkog modela kvantilne regresije u panelu.

Sveobuhvatna analiza determinanti tekućeg računa primenom dinamičkih modela panela dalje je sprovedena na osnovu razdvajanja i posebnog ocenjivanja uticaja strukturnih i cikličnih faktora. Ideja je da se sagleda uticaj odabranih determinanti na promene tekućeg računa u srednjem i kratkom roku, s obzirom na to da deficit tekućeg računa izazvan strukturnim distorzijama ostavlja trajnije posledice na eksternu neravnotežu u odnosu na deficit koji je nastao usled fluktuacija cikličnog karaktera. Takođe, odvojena analiza uticaja strukturnih i cikličnih faktora značajna je i sa aspekta definisanja odgovarajućih mera i potrebnih reformi kako bi se redukovala eksterna neravnoteža.

Pre transformisanja podataka za potrebu ocenjivanja uticaja strukturnih i cikličnih faktora, u nastavku sledi ocenjivanje dinamičkih specifikacija na originalnim podacima primenom sistemskog GMM i QML metoda. Razlog za izbor sistemskog GMM metoda, je u tome što u uslovima perzistentnosti zavisne i objašnjavajućih varijabli sa docnjom, njihove vrednosti sa pomakom predstavljaju slabe instrumente za ocenu jednačine prvih diferenci, što je karakteristično kod primene Arellano-Bond GMM metoda (Blundell i

Bond 1998). Sa ciljem prevazilaženja navedenog nedostatka, Blundell i Bond (1998) sugeriraju kombinaciju jednačina nivoa i prvih diferenci i predlažu upotrebu diferenci zavisne promenljive sa docnjom kao instrumenata za ocenu regresije u nivou, uporedo sa upotrebom vrednosti zavisne promenljive sa pomakom kao instrumenata u jednačinama prvih diferenci. Prilikom primene sistemskog GMM metoda upotrebljena je dvostepena procedura izvođenja ocena sa robusnim ocenama standardnih grešaka, s obzirom da je empirijski pokazano da dvostepeni GMM metod ima manju asimptotsku varijansu, odnosno veću asimptotsku efikasnost u odnosu na jednostepenu GMM proceduru ocenjivanja (Windmeijer 2005; Hwang i Sun 2018).

Imajući u vidu prednosti QML metoda u odnosu na sistemski GMM metod u uslovima heteroskedastičnih grešaka i postojanja egzogenih varijabli u modelu (Hayakawa i Pesaran 2015), dinamičke specifikacije panela ocenjene su i primenom QML metoda nakon čega je izvršena komparacija dobijenih rezultata sa rezultatima primenom sistemskog GMM (Tabela 5.5). Sumiranje zaključaka o uticaju odabranih determinanti na kretanje tekućih računa i interpretacija dobijenih rezultata sprovodi se na osnovu primene QML procedure ocenjivanja.

Inicijalno je ocenjen model koji obuhvata samo makroekonomske faktore, a prilikom formulisanja modela koji uključuje i demografske, finansijske i institucionalne komponente, ocenjene su različite verzije modela u pogledu skupa objašnjavajućih promenljivih. Dobijeni rezultati ocenjene dinamičke specifikacije koja predstavlja najširu verziju modela sa stanovišta uključenih finansijskih i institucionalnih determinanti prikazani su u Prilogu 7 (Tabela 7.1A). Polazeći od testova specifikacije GMM metoda i uvažavajući statističke kriterijume i ekonomske pretpostavke o uticaju pojedinačnih faktora na tekući račun, za konačnu verziju modela, pored makroekonomskih determinati, od demografskih varijabli uključene su stopa rasta populacije i stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti, u pogledu finansijskih faktora razmatran je uticaj odobrenih kredita privatnom sektoru, vrednost emitovanih akcija i prilivi radničkih doznaka, dok je od institucionalnih komponenti odabran pokazatelj efikasnosti vlade.

Prilikom ocenjivanja dinamičkog modela na originalnim podacima, uzeti su u obzir rezultati testova jediničnog korena, odnosno korišćene su prve difference varijabli kod kojih je potvrđeno prisustvo jediničnog korena. Dakle, postupkom diferenciranja



transformisane su sledeće varijable: tekući račun, fiskalni bilans, stepen trgovinske otvorenosti, neto inostrana aktiva, odnosi razmene, kao i svi demografski, finansijski i institucionalni faktori. Imajući u vidu izražene varijacije po godinama posmatranja, u dinamičke specifikacije su uključeni vremenski efekti. Pri ocenjivanju modela koji uključuje samo makroekonomske determinante sistemskim GMM metodom (Model 1, Tabela 5.5), polazeći od očekivanog uzajamnog odnosa sa zavisnom varijablom u tekućem periodu, kao endogene, odnosno predeterminisane varijable tretirane su vrednost tekućeg računa sa docnjom, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, realni efektivni devizni kurs, odnosi razmene i neto inostrana aktiva. Sa druge strane, kao egzogene promenljive posmatrane su stepen trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije i veštačke promenljive za vremenske efekte. Posmatrajući širu specifikaciju modela (Model 2, Tabela 5.5), pored navedenog opredeljenja u pogledu klasifikacije varijabli, u grupu endogenih odnosno predeterminisanih uključen je i pokazatelj kredita privatnom sektoru, dok je grupa egzogenih varijabli proširena za stopu rasta populacije, stopu zavisnosti stanovništva, pokazatelje vrednosti emitovanih akcija, priliva radničkih doznaka, i efikasnosti vlade. Takođe, s obzirom na dinamiku promena realnog efektivnog deviznog kursa i uticaj njegove prethodne vrednosti na promene robnih transakcija u tekućem periodu, varijabla *reer* je uzeta sa pomakom od jednog perioda (Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Cesaroni i De Santis 2015).

**Tabela 5.5** Analiza uticaja odabranih determinanti na tekući račun primenom GMM i QML metoda

Zavisna varijabla: Tekući račun	Model (1)		Model (2)	
	SGMM	QML	SGMM	QML
$ca_{it-1}$	0,7443*** (0,0713)	0,8198*** (0,0304)	0,7009*** (0,1015)	0,7446*** (0,0309)
fb	0,0823*** (0,0260)	0,0387*** (0,0146)	0,0683*** (0,0242)	0,0516** (0,0174)
gdpgr	-0,3410** (0,1564)	-0,2908*** (0,0317)	-0,2899* (0,1782)	-0,3279*** (0,0332)
trade	0,0198* (0,0111)	0,0103* (0,0064)	0,0139** (0,0055)	0,0122* (0,0067)
fdi	-0,0113 (0,0079)	-0,0052** (0,0033)	-0,0089* (0,0059)	-0,0063** (0,0032)
$reer_{it-1}$	-0,0716* (0,0403)	-0,0084 (0,0119)	-0,0119 (0,0426)	-0,0128 (0,0138)
tot	0,2737 (0,2282)	0,0468** (0,0217)	0,0986 (0,2607)	0,05515** (0,0240)

nfa	0,1981 (0,3907)	0,2432 (0,3461)	0,1736 (0,2784)	0,1383 (0,3788)
pop			-0,7062* (0,3796)	-0,7455** (0,2416)
adr			0,7826* (1,1828)	0,1563** (0,0542)
pcred			-0,0395 (0,0612)	-0,0182** (0,0047)
share			0,0248 (0,0419)	0,0016 (0,0057)
remit			0,5063 (0,9456)	0,2442 (0,1279)
ge			0,8101** (0,6958)	1,2962** (0,5959)
Hansen test ( <i>p</i> -value)	0,289		0,322	
Diff-in-Hansen test ( <i>p</i> -value)	0,523		0,540	
A-B test (order 1, <i>p</i> -value)	0,001		0,006	
A-B test (order 2, <i>p</i> -value)	0,316		0,869	
LR test ( <i>p</i> -value)				45,74 (0,000)

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

U pogledu upotrebljenih instrumenata, primena sistemskog GMM metoda podrazumeva da se u jednačini difference koriste objašnjavajuće varijable sa docnjom, dok kao instrumenti u jednačinama nivoa služe prve difference objašnjavajućih varijabli sa docnjom. Međutim, kako se skup instrumentalnih promenljivih neminovno proširuje sa povećanjem vremenske dimenzije, postoji opasnost prekomernog broja instrumenata (engl. *instrument proliferation*) koja utiče na pristrasnost i nekonzistentnost ocenjenih koeficijenata (Roodman 2007; Mehrhoff 2009; Bun i Windmeijer 2010). Iz tog razloga je prilikom ocenjivanja dinamičkog modela upotrebljena modifikacija koja ograničava broj instrumenata u jednačinama nivoa i diferenci (Roodman 2009).

Provera validnosti instrumenata nije izvršena pomoću Sargan testa, budući da je test osetljiv na prisustvo heteroskedastičnosti, već na osnovu robusne Hansenove statistike testa, nakon ocenjivanja dinamičkog modela panela sa robusnim ocenama standardnih grešaka (Roodman 2007; Zemanek, Belke, i Schnabl 2010). Na osnovu vrednosti Hansenove statistike testa za oba ocenjena modela, ne može se odbaciti nulta hipoteza da su odabrani skupovi instrumenata validni, odnosno da korišćeni instrumenti

nisu korelisani sa objašnjavajućim varijablama ( $p$ -vrednost: 0,289 i  $p$ -vrednost: 0,322). Takođe, vrednosti diff-in-Hansen testa potvrđuju egzogenost uvedenih instrumenata čime se dodatno dokazuje validnost definisanog skupa instrumenata ( $p$ -vrednost: 0,523 i  $p$ -vrednost: 0,540).

Testiranje prisustva autokorelacije izvršeno je primenom Arellano-Bond testa, gde je prema očekivanju za oba modela potvrđeno postojanje autokorelacije prvog reda ( $p$ -vrednost: 0,001 i  $p$ -vrednost: 0,006), ali ne i autokorelacije drugog reda ( $p$ -vrednost: 0,316 i  $p$ -vrednost: 0,869), čime je potvrđena validnost ocena i ispravnost modela.

Za poređenje modela koji obuhvata samo makroekonomske determinante i modela koji uključuje i demografske, finansijske i institucionalne komponente (Model 1 i Model 2), nakon ocenjivanja modela QML metodom sproveden je test količnika verodostojnosti (engl. *likelihood-ratio test*, LR test) koji ukazuje na odbacivanje nulte hipoteze čime se potvrđuje adekvatnost šire specifikacije modela ( $p$ -vrednost: 0,000).

Empirijski nalazi dobijeni primenom QML metoda korišćeni su za donošenje zaključaka. Razlog je taj što ovaj metod daje ocene sa boljim osobinama u odnosu na sistemski GMM metod (manja standardna greška regresije i manja pristrasnost ocena), (Phillips 2015). Rezultati ocenjivanja ukazuju na to da u grupi makroekonomskih determinanti tekući račun sa pomakom od jedne godine, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, strane direktne investicije i odnosi razmene ostvaruju značajan uticaj na tekući račun (nivo statističke značajnosti od 1% za kretanje tekućeg računa sa docnjom i stopu rasta GDP-a, dok je za fiskalni bilans, strane direktne investicije i odnose razmene ostvaren uticaj na nivou značajnosti od 5%), (Tabela 5.5). U pogledu stepena trgovinske otvorenosti efekat na kretanje tekućeg računa je ostvaren na nivou od 10% statističke značajnosti, dok za realni efektivni devizni kurs i neto inostranu aktivu nije potvrđen uticaj na saldo tekućih transakcija. Sa stanovišta analiziranih demografskih, finansijskih i institucionalnih faktora, proizilazi da stopa rasta populacije, stopa zavisnosti stanovništva, odobreni krediti privatnom sektoru i pokazatelj efikasnosti vlade imaju izražen uticaj na kretanje tekućeg računa i to na nivou od 5% značajnosti, dok za varijable koje se odnose na vrednost emitovanih akcija i prilive radničkih doznaka nije potvrđen uticaj na tekući račun. Polazeći od ocenjenih dinamičkih specifikacija (Modeli 1 i 2, Tabela 5.5), pored smanjenja statističke značajnosti uticaja fiskalnog deficita sa nivoa od 1% na nivo od 5% značajnosti, proširenje polaznog skupa objašnjavajućih

promenljivih nije izazvalo dodatne promene signifikantnosti uticaja ostalih makroekonomskih determinanti.

Signifikantan ocenjeni koeficijent uz vrednost tekućeg računa iz prethodnog perioda (nivo značajnosti od 1%) ukazuje da deficit tekućeg računa sa pomakom od jedne godine u velikoj meri utiče na tekući nivo robnih transakcija (Calderon, Chong, i Loayza 2000; Herrmann i Jochem 2005; Cesaroni i De Santis 2015; Das 2016). Na toj osnovi, preliminarno bi se mogao izvesti zaključak da tekući račun karakteriše izražena perzistentnost u zemljama Evropske unije tokom perioda 1995-2015. godine.

U skladu sa očekivanjima, fiskalni deficit ostvaruje statistički značajan uticaj na tekući račun (nivo značajnosti od 5%). Bazirajući se na kretanju tekućeg računa i fiskalnog bilansa po zemljama i godinama posmatranja (Slike 2.1A i 2.2A, Prilog 2) evidentno je da je prosečna vrednost obe varijable bila negativna, i u skladu sa dobijenim rezultatima ocenjivanja (Tabela 5.5) jasno je da povećanje fiskalnog deficita doprinosi povećanju deficita tekućeg računa. Iako će se hipoteza o postojanju dvostrukog deficita testirati dodatno na osnovu analize dugoročne veze između fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa, jedan deo empirijske literature hipotezu dvostrukog deficita potvrđuje samo na osnovu statističke značajnosti uticaja fiskalnog deficita u modelu determinanti tekućeg računa (Chinn i Ito 2007; Bluedorn i Leigh 2011; Lane i Milesi-Ferretti 2011; Cesaroni i De Santis 2015). Sa tog aspekta, inicijalno se može potvrditi uslovljenog fiskalnog deficita i tekućeg računa tokom posmatranog perioda u zemljama Evropske unije.

Stopa rasta GDP-a ostvaruje negativan signifikantan uticaj na varijacije tekućeg računa ( $p$ -vrednost: 0,001). Ovaj rezultat ukazuje na to da rast GDP-a kroz pozitivne efekte na raspoloživi dohodak dalje uzrokuje povećanje potrošnje i produbljivanje deficita tekućeg računa (Chinn i Prasad 2003; Bussière, Fratzscher, i Müller 2004; Chinn i Ito 2007). Premda povećanje stope rasta GDP-a može da se ispolji i na povećanje štednje, proizilazi da je uticaj na rast investicija bio izraženiji, pa je moguće da je negativan efekat na račun tekućih transakcija ostvaren i posredstvom narušavanja odnosa između investicija i štednje.

Stepen trgovinske otvorenosti ostvaruje signifikantan uticaj na tekući račun na nivou značajnosti od 10% i potvrđuje da povećanje trgovinske otvorenosti doprinosi poboljšanju salda robnih tokova u zemljama EU. Pored toga što su zemlje sa nižim

nivoima trgovinskih ograničenja i većom otvorenosti ka međunarodnoj razmeni atraktivnije za privlačenje stranog kapitala, viši nivoi investicija u odnosu na štednju mogu negativno da se odraze na račun tekućih transakcija. Sa druge strane, viši stepen trgovinske otvorenosti upravo posredstvom priliva inostranog kapitala olakšava finansiranje deficita tekućeg računa pa se po toj osnovi postiže pozitivno dejstvo na saldo robnih tokova (Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Ciocyte i Rojas-Romagosa 2015), što potvrđuje i dobijeni rezultat.

Negativni uticaj stranih direktnih investicija signifikantan je na nivou značajnosti od 5%, odnosno potvrđeno je da priliv stranih direktnih investicija na osnovu povećanja tražnje za domaćom valutom podstiče njenu apresijaciju, nakon čega dolazi do gubitka konkurentnosti zemlje u međunarodnoj razmeni koja se neminovno odražava na smanjenje izvoza i pogošanje salda tekućih transakcija.

Kada su u pitanju odnosi razmene izraženi indeksom izvoznih i uvoznih cena, pozitivan uticaj na tekući račun podrazumeva da povećanje izvoznih u odnosu na uvozne cene doprinosi poboljšanju salda trgovinskog bilansa.

U pogledu uključenih demografskih komponenti evidentno je da rast populacije ostvaruje negativan uticaj na nivou od 5% značajnosti, što podrazumeva da se povećanjem populacije povećava i udeo ekonomski neaktivnog stanovništva i narušava saldo tekućih transakcija. Sa druge strane, stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti je ispoljila pozitivan uticaj na tekući račun što bi značilo da radno sposobno stanovništvo putem povećanja štednje doprinosi poboljšanju tekućeg računa.

Od razmatranih finansijskih faktora pokazatelj odobrenih kredita privatnom sektoru ostvaruje negativan efekat na tekući račun na nivou značajnosti od 5%. Prethodno podrazumeva da veći iznos odobrenih kredita utiče na povećanje tražnje, koja prevazilazi kapacitete nacionalne ekonomije i povećava uvoz. Uticaj odobrenih kredita je donekle i očekivan, s obzirom da je u teorijskom delu disertacije objašnjeno da je upravo izbijanju dužničke krize u perifernim zemljama Evrope prethodila ekspanzija domaće tražnje koja je prevazilazila rast dohotka i koja je dominantno finansirana dodatnim zaduživanjem odnosno prilivom inostranog kapitala.

Sa aspekta insitucionalnih varijabli, rezultati ukazuju da pokazatelj efikasnosti vlade ima uticaj na tekući račun na nivou značajnosti od 5%, u smislu da povećanje

kvaliteta javnih usluga i unapređenje funkcionisanja državnih službi kao i načina sprovođenja nacionalnih politika doprinosi poboljšanju salda tekućih transakcija.

Prema rezultatima predstavljenim u Tabeli 5.5 utvrđeno je da realni efektivni devizni kurs i neto inostrana aktiva nisu imali značajan uticaj na kretanje tekućeg računa u zemljama Evropske unije tokom posmatranog perioda. Izostavljen uticaj realnog deviznog kursa može se objasniti činjenicom da se većina zemalja Evropske unije pridružila i evropskoj monetarnoj uniji. U tom kontekstu, uvođenje jedinstvene valute pretpostavlja upotrebu fiksnog nominalnog deviznog kursa, čime se otežava upotreba deviznog kursa kao absorbera šokova, odnosno, nije moguće direktnom promenom valutnog pariteta poboljšati trgovinski bilans. Takođe, dobijeni rezultati primenom sistemskog GMM i QML metoda predstavljaju samo ocenu prosečnog uticaja objašnjavajućih promenljivih na promenu trgovinskih transakcija (Tabela 5.5), ali je prilikom analize determinanti tekućeg računa moguće pretpostaviti i da pojedine varijable ostvaruju heterogen uticaj na različitim delovima raspodele zavisne promenljive. Dakle, sa ciljem sticanja preciznijeg uvida o uticaju odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa, u nastavku je ocenjena dinamička specifikacija kvantilne regresije u panelu.

### 5.3.3 Primena dinamičke kvantilne panel regresije u analizi makroekonomskih determinanti tekućeg računa

Primena dinamičke kvantilne panel regresije proizašla je iz potrebe sagledavanja potencijalnog nejednakog uticaja razmatranih faktora na pojedinačnim kvantilima duž raspodele tekućeg računa kao zavisne promenljive. U tu svrhu, zavisna promenljiva je podeljena na deset jednakih delova, i ocenjen je model po uzoru na prethodno definisanu dinamičku specifikaciju koja obuhvata makroekonomske determinante tekućeg računa (Tabela 5.5).

**Tabela 5.6** Analiza uticaja makroekonomskih determinanti tekućeg računa primenom dinamičke kvantilne panel regresije

Zavisna promenljiva: tekući račun		0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
$ca_{it-1}$		0,7208 (0,000)	0,8852 (0,000)	0,8398 (0,000)	0,8490 (0,000)	0,892 (0,000)	0,8605 (0,000)	0,8601 (0,000)	0,8166 (0,000)	0,7628 (0,000)

fb	0,0346 (0,000)	0,0444 (0,000)	0,0374 (0,000)	0,0335 (0,001)	0,0319 (0,000)	0,0413 (0,000)	0,0399 (0,000)	0,0464 (0,000)	0,0798 (0,000)
gdpgr	-0,2429 (0,000)	-0,1974 (0,000)	-0,1927 (0,006)	-0,1531 (0,000)	-0,1775 (0,000)	-0,2080 (0,002)	-0,1825 (0,000)	-0,3159 (0,000)	-0,2259 (0,000)
trade	0,0013 (0,231)	0,0057 (0,018)	0,0100 (0,038)	0,0091 (0,074)	0,0036 (0,024)	0,0093 (0,001)	0,0117 (0,000)	0,0148 (0,000)	0,0203 (0,000)
fdi	-0,0056 (0,000)	-0,0083 (0,000)	-0,0075 (0,000)	-0,0072 (0,000)	-0,0104 (0,000)	-0,0104 (0,000)	-0,0084 (0,010)	-0,0026 (0,050)	-0,0026 (0,073)
reer <sub>it-1</sub>	0,0652 (0,000)	-0,229 (0,000)	0,0339 (0,000)	-0,0349 (0,000)	0,0264 (0,052)	-0,0150 (0,048)	0,0047 (0,245)	0,0133 (0,301)	-0,0144 (0,720)
tot	0,1319 (0,000)	0,0835 (0,000)	0,0623 (0,000)	0,0479 (0,000)	0,0411 (0,010)	0,0302 (0,000)	0,0221 (0,000)	0,0198 (0,023)	0,0159 (0,040)
nfa	2,0379 (0,054)	0,4549 (0,000)	0,2294 (0,123)	0,7829 (0,349)	0,1694 (0,455)	0,0215 (0,897)	-0,0152 (0,535)	0,0422 (0,344)	0,2725 (0,064)

**Napomena:** *p*-vrednosti su prikazane u zagradi. Model je ocenjen sa robusnim standardnim greškama.

**Izvor:** Autorski prikaz.

Empirijski rezultati predstavljeni u tabeli, koji su dobijeni primenom modela dinamičke kvantilne panel regresije sa fiksnim efektima (Ponomareva 2011; Baker 2016; Powell 2016), ukazuju na to da realni efektivni devizni kurs, odnosi razmene i neto inostrana aktiva nisu imali jednoobrazan uticaj na tekući račun. Generalno posmatrano, na osnovu signifikantnosti uticaja makroekonomskih determinanti na posmatranim kvantilima raspodele, može se uočiti da rezultati podržavaju prethodne rezultate po QML metodu o statistički signifikantnom prosečnom uticaju za sledeće determinante: tekući račun iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a i strane direktne investicije (Tabela 5.6). Na osnovu ocenjenih regresionih koeficijenata dinamičke kvantilne panel regresije, ne uočava se heterogenost efekata navedene tri determinante po kvantilima raspodele tekućeg računa.

Potom sledi relativno homogen uticaj odnosa razmene po kvantilima, koji je signifikantan na nivou značajnosti od 1% do sedmog kvantila, a na 5% na poslednja dva kvantila, što je u skladu sa zaključkom na osnovu QML metoda (Tabela 5.5). Posmatrajući pokazatelj stepena trgovinske otvorenosti proizilazi da se efekat tog faktora na tekući račun razlikuje u određenoj meri po posmatranim kvantilima, imajući u vidu da na prvom kvantilu nema signifikantnog uticaja na tekući račun, nakon čega se taj uticaj postepeno pojačava da bi nakon petog kvantila bio signifikantan na nivou značajnosti od 1%.

Iako prethodno dobijeni rezultati ukazuju da realni efektivni devizni kurs nema signifikantan efekat na tekuće transakcije u srednjoj vrednosti (Tabela 5.5), rezultati ocenjenog modela kvantilne panel regresije ipak sugerišu da je taj efekat različit po

kvantilima raspodele. Preciznije, sve do šestog kvantila postojao je signifikantan uticaj na dinamiku tekućih transakcija, da bi u okviru poslednja tri kvantila taj uticaj postao nesignifikantan. Takođe, rezultati ocenjivanja kvantilne panel regresije ukazuju da je efekat realnog efektivnog deviznog kursa na određenim kvantilima negativan, a na drugima pozitivan, što bi moglo da se objasni na sledeći način. Apresijacija deviznog kursa utiče na veću kupovinu uvoznih dobara i pogoršanje tekućeg računa čime se ostvaruje negativan uticaj, dok se pozitivan uticaj može objasniti efektom koji apresijacija ostvaruje na pad vrednosti izvoza u domaćoj valuti što se dalje odražava na smanjenje investicija. Takođe, imajući u vidu razlike u cenovnoj konkurentnosti između zemalja EU, jedan deo empirijskih istraživanja pozitivan uticaj promene realnog deviznog kursa na tekući račun objašnjava efektima despresijacije valute na eksterne trgovinske tokove (Calderon, Chong, i Loayza 2010; Romelli, Terra, i Vasconcelos 2018).

Kada je reč o neto inostranoj aktivi, čiji uticaj na tekući račun nije potvrđen na osnovu QML metoda, prema rezultatima specifikacije kvantilne regresije u panelu evidentno je da se statistički značajan efekat na tekuće transakcije ostvaruje samo na prva dva kvantila što nije dovoljno da bi se moglo reći da ovaj faktor ima dejstvo na promenu salda tekućeg računa.

Nakon analize uticaja odabranih determinanti na promene tekućih transakcija u zemljama Evropske unije, u narednoj fazi istraživanja ocenjuju se efekti strukturnih i cikličnih komponenti na povećanje eksterne neravnoteže, u cilju identifikovanja faktora koji određuju bilans tekućih transakcija u srednjem odnosno kratkom roku.

## **5.4 Uticaj strukturnih i cikličnih determinanti na kretanje tekućeg računa**

### **5.4.1 Analiza uticaja strukturnih faktora**

U empirijskoj literaturi, najčešće korišćen način analize uticaja strukturnih faktora na promene tekućeg računa jeste ocenjivanje modela determinanti tekućeg računa na petogodišnjim prosecima podataka i to primenom metoda običnih najmanjih kvadrata (Chinn i Prasad 2003; Kennedy i Sløk 2005; Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013). S obzirom na relativno visoku frekventnost



godišnjih podataka, formiranjem petogodišnjih proseka se eliminišu kratkoročne varijacije u kretanju tekućeg računa i odabranih determinanti, s obzirom da nisu od primarnog interesa prilikom analize promena tekućeg računa na srednji rok (Chinn i Prasad 2003, 2005). Polazeći od procedure razvijene u navedenoj empirijskoj literaturi, u ovom delu disertacije ocenjen je model petogodišnjih proseka sledećeg oblika:

$$C\bar{A}_{it} = \alpha_i + \beta\bar{X}_{it} + \theta\bar{D}_{it} + \phi\bar{F}_{it} + \eta\bar{I}_{it} + u_{it} \quad (5.1)$$

gde  $\bar{X}$ ,  $\bar{D}$ ,  $\bar{F}$  i  $\bar{I}$  predstavljaju redom petogodišnje proseke makroekonomskih, demografskih, finansijskih i institucionalnih varijabli.

Slično kao kod ocene statičkih specifikacija, ocenjene su četiri verzije modela: prva, koja uključuje makroekonomske determinante; druga, koja je proširena demografskim varijablama s tim što je stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti razdvojena na stopu zavisnosti mladih i starih; treća, u kojoj su uključeni finansijski faktori; i četvrta, koja obuhvata i institucionalne pokazatelje. Finalni zaključci o uticaju strukturnih faktora, izvedeni su na osnovu modela koji obuhvata samo varijable za koje je prethodnim testiranjem potvrđen statistički značajan uticaj na tekući račun. S obzirom na upotrebu petogodišnjih proseka podataka i heterogenost uzorka što podrazumeva i varijacije tekućeg računa po jedinicama posmatranja, u Tabeli 5.7 su prikazani rezultati ocenjivanja modela sa fiksnim individualnim efektima (Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013).

S obzirom na to da se analiza uticaja strukturnih faktora sprovodi na petogodišnjim prosecima podataka, a analiza cikličnih faktora na godišnjim odstupanjima od petogodišnjih proseka, uticaj pojedinih determinanti tekućeg računa će se ocenjivati i u srednjem i u kratkom roku. Drugim rečima, polazi se od pretpostavke da određene varijable mogu da utiču na varijacije tekućeg računa u obe vremenske dimenzije, dok neke determinante utiču samo na srednji, ili samo na kratki rok.

Na primer, imajući u vidu visoku promenljivost realnog deviznog kursa pre svega na dnevnom i mesečnom nivou, ova varijabla se posmatra isključivo u grupi faktora ciklične prirode (Cheng, Furceri, i Rusticelli 2013). Na toj osnovi, polazeći od načina obrazovanja pokazatelja odnosa razmene kao indeksa izvoznih i uvoznih cena, u daljoj analizi se i ova determinanta grupiše u ciklične komponente. Nasuprot tome, za

promene neto inostrane aktive je potvrđeno da je uticaj na tekući račun dominantan u srednjem roku pa pripada kategoriji strukturnih faktora (Chinn i Prasad 2003; Barnes, Lawson, i Radziwill 2010; Ivanova 2012; Cheng, Furceri, i Rusticelli 2013). Slično, efekat promena stope zavisnosti stanovništva i stope rasta populacije nema uticaj na tekući račun u kratkom roku, odnosno, potrebno je vreme da se promene ovih komponenti odraze na promene trgovinskih tokova, pa su i ove varijable svrstane u grupu strukturnih faktora. Isto vazi i za institucionalne faktore, jer u skladu sa načinom njihovog defnisanja (Tabela 5.1A), proizilazi da se oni menjaju relativno sporno i da se mogu klasifikovati u kategoriju faktora strukturne prirode.

**Tabela 5.7a** Analiza uticaja strukturnih faktora na kretanje tekućeg računa

Zavisna promenljiva: tekući račun	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
<b>fb</b>	0,4470*** (0,1551)	0,4874*** (0,1207)	0,4747*** (0,1453)	0,3739** (0,1602)	0,3867** (0,1395)
<b>gdpg</b>	-0,4346** (0,1925)	-0,4963** (0,2042)	-0,4708** (0,2325)	-0,4268** (0,2416)	-0,2883* (0,1582)
<b>trade</b>	0,0319*** (0,0076)	0,0385*** (0,0063)	0,0408*** (0,0068)	0,0417*** (0,0044)	0,0395*** (0,0047)
<b>fdi</b>	-0,0382** (0,0147)	-0,0374*** (0,0074)	-0,0338*** (0,0087)	-0,0262** (0,0095)	-0,0292*** (0,0086)
<b>nfa</b>	2,5279 (1,9089)	2,0522 (1,8878)	1,4105 (2,1302)	0,2637 (2,0089)	
<b>adry</b>		0,3116** (0,1547)	0,2366* (0,1372)	0,0637 (0,1073)	
<b>adro</b>		0,1698** (0,0545)	0,2165** (0,0738)	0,2742** (0,0995)	0,2028** (0,0850)
<b>pop</b>		-1,1207 (0,8041)	-1,2968 (0,8607)	-1,0838* (0,6195)	-1,2505** (0,4879)
<b>caopen</b>			-0,6625 (0,7019)	-1,2705* (0,6589)	-1,5897** (0,6147)
<b>pcrd</b>			-0,0048 (0,0128)	-0,0186 (0,0177)	
<b>share</b>			0,0231* (0,0129)	0,0123 (0,0115)	
<b>remit</b>			0,2832 (0,3879)	0,5511 (0,3848)	
<b>ge</b>				5,3733** (1,2809)	4,2377** (0,9351)
<b>rq</b>				-1,9151 (1,6829)	
Veličina uzorka panela	112	112	112	112	112
R <sup>2</sup>	0,3790	0,4272	0,4530	0,5401	0,5023
F-statistika	40,33 (0,0000)	40,74 (0,0000)	51,45 (0,0000)	87,61 (0,0000)	46,00 (0,0000)
Test individualnih efekata	6,35 (0,0000)	5,26 (0,0003)	4,02 (0,0024)	2,21 (0,0604)	5,29 (0,0002)

Test vremenskih efekata	0,62 (0,8851)	0,75 (0,7574)	0,78 (0,7248)	1,31 (0,2043)	1,17 (0,4717)
-------------------------	------------------	------------------	------------------	------------------	------------------

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 5.7b** Testovi specifikacije za ocenjene modele sa fiksnim efektima

Testovi:	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Test heteroskedastičnosti	10,86 (0,928)	9,24 (0,1604)	8,00 (0,2380)	4,71 (0,5820)	10,25 (0,1246)
Test autokorelacije	3,396 (0,1247)	11,394 (0,0198)	9,157 (0,0292)	6,300 (0,0538)	16,190 (0,0101)
CSD test <i>p</i> -vrednost	-1,515 (0,1298)	-1,087 (0,2771)	-0,731 (0,4648)	-0,300 (0,7645)	-0,403 (0,6870)

**Izvor:** Autorski proračun.

Na osnovu ocenjenog modela fiksnih efekata modifikovanim Wald testom nije potvrđeno prisustvo heteroskedastičnosti, dok rezultati testa za proveru autokorelacije (Wooldridge test) upućuju da se nulta hipoteza o nekoreliranim slučajnim greškama odbacuje za sve ocenjene modele, osim prvog i četvrtog modela (*p*-vrednosti: 0,1247 i 0,0538). S obzirom da se na osnovu Pesaranovog CD testa nulta hipoteza o nezavisnosti slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja ne može odbaciti, model fiksnih individualnih efekata je ocenjen primenom procedure koja obezbeđuje robusne ocene u uslovima autokoreliranih grešaka (Hoechle 2007; Vogelsang 2012).

Posmatrajući makroekonomske determinante tekućeg računa, evidentan je statistički značajan uticaj fiskalnog bilansa, stope rasta GDP-a, stepena trgovinske otvorenosti i stranih direktnih investicija u svim ocenjenim modelima. Pozitivan uticaj fiskalnog deficita podrazumeva da sa povećanjem državne potrošnje dolazi do povećanja tražnje i za uvoznim dobrima usled čega nastupa povećanje deficita tekućeg računa. Uticaj stope rasta GDP-a na promene trgovinskih transakcija u srednjem roku je negativan, s obzirom da se povećanje GDP-a posredstvom povećanja ukupne tražnje odražava na povećanje uvoza i pogoršanje robnih tokova. Stepem otvorenosti trgovine i strane direktne investicije su, takođe, ispoljile signifikantan uticaj na kretanje robnih tokova (Tabela 5.7a).

Kada je reč o demografskim faktorima pokazano je da stopa zavisnosti starih ima signifikantan uticaj na tekuće transakcije, za razliku od stope zavisnosti mlađe

populacije. Premda se očekuje da veći udeo ekonomski neaktivnog stanovništva negativno utiče na tekući račun, pozitivan i signifikantan uticaj stope zavisnosti starije populacije može da se objasni na osnovu teorije životnog ciklusa, u smislu da ukoliko se očekuje duži životni vek, starije stanovništvo se opredeljuje za povećanje štednje (Rocher i Stierle 2015). Stopa rasta stanovništva pokazuje signifikantnost na nivou značajnosti od 5% u najširoj specifikaciji, kao i u modelu koji obuhvata varijable za koje je prethodno potvrđen uticaj na tekući račun (Model 5).

Polazeći od finansijskih i institucionalnih determinanti (Tabela 5.7a, Modeli 4 i 5), statistički signifikantan uticaj na tekući račun u srednjem roku imaju indeks kapitalne otvorenosti i pokazatelj efikasnosti vlade. Kada je reč o izboru finansijskih i institucionalnih varijabli, ocenjene su različite verzije modela fiksnih efekata, s tim što je ovde prikazan model sa ocenama koje zadovoljavaju statističke kriterijume. Najšira verzija ocenjenog modela u pogledu skupa objašnjavajućih varijabli koja obuhvata sve finansijske i institucionalne komponente prikazana je u Prilogu 7 (Tabela 7.2A)

U nastavku analize sledi sagledavanje uticaja cikličnih faktora na promene računa tekućih transakcija u zemljama Evropske unije, sa idejom da se oceni koji su faktori najviše doprineli produbljivanju trgovinskih neravnoteža u kratkom roku. U tu svrhu ocenjeni su dinamički modeli panela, primenom sistemskog GMM metoda i QML metoda.

#### **5.4.2 Analiza uticaja cikličnih faktora primenom dinamičkih modela panela**

S obzirom na to da je uključivanje vrednosti tekućeg računa sa docnjom značajno sa aspekta analize kratkoročnih promena trgovinskih transakcija, u ovom delu empirijske analize rezultati su dobijeni ocenjivanjem dinamičke specifikacije na podacima koji su formirani kao godišnja odstupanja od petogodišnjih proseka. Naime, jedan deo empirijskih istraživanja je upravo na osnovu formiranja petogodišnjih proseka podataka dekomponovao uticaje strukturnih i cikličnih faktora (Barnes, Lawson, i Radzwill 2010; Haltmaier 2014). Pored toga, ocena uticaja tekućeg računa sa pomakom na trenutno stanje robnih tokova značajno je i kao alternativni način za procenu perzistentnosti deficita tekućeg računa. Osnovna dinamička specifikacija zasnovana na odstupanjima od petogodišnjih proseka je sledećeg oblika:

$$C\tilde{A}_{it} = \alpha_i + \rho C\tilde{A}_{it-1} + \beta \tilde{X}_{it} + \theta \tilde{D}_{it} + \phi \tilde{F}_{it} + \eta \tilde{I}_{it} + u_{it} \quad (5.2)$$

gde  $C\tilde{A}_{it-1}$ ,  $\tilde{X}$ ,  $\tilde{D}$ ,  $\tilde{F}$  i  $\tilde{I}$  predstavljaju redom odstupanja od petogodišnjih proseka tekućeg računa sa pomakom od jedne godine, makroekonomskih, demografskih, finansijskih i institucionalnih varijabli.

U nastavku su prikazani rezultati ocenjenih dinamičkih specifikacija primenom sistemskog GMM metoda i QML metoda (Tabela 5.8). Izvršeno je poređenje rezultata dobijenih primenom oba metoda ocenjivanja, kao što je učinjeno i prilikom ocene dinamičkih specifikacija na originalnim podacima (Tabela 5.5). Izvođenje konačnog zaključka o uticaju cikličnih faktora na promene tekućeg računa sprovodi se primenom QML metoda.

Analiza uticaja cikličnih faktora sprovedena je na podacima koji reprezentuju odstupanja od petogodišnjih proseka, čime se neutrališe problem nestacionarnosti pa zato formiranje prvih diferenci za prethodno utvrđene nestacionirane varijable nije neophodno (Tabela 5.4). Ocenjena su dva modela, prvi koji obuhvata makroekonomske determinante tekućeg računa, i drugi, gde je analiza proširena sagledavanjem uticaja finansijskih komponenti. Prilikom izbora finansijskih varijabli ocenjena je i proširena verzija modela koja uključuje i indeks finansijske razvijenosti i indeks kapitalne otvorenosti (Tabela 7.3A, Prilog 7), ali je prikazan model koji zadovoljava osnovne statističke kriterijume ocena u pogledu signifikantnosti uticaja na tekući račun, kao i pretpostavke GMM metoda u kontekstu testova specifikacije. Klasifikacija makroekonomskih determinanti na endogene i egzogene nepromenjena je u odnosu na prethodno ocenjen dinamički model (Tabela 5.5).

**Tabela 5.8** Analiza uticaja cikličnih faktora na kretanje tekućeg računa primenom sistemskog GMM i QML metoda

Zavisna promenljiva: tekući račun	SGMM	QML	SGMM	QML
ca <sub>it-1</sub>	0,4022*** (0,0570)	0,2771*** (0,0433)	0,4444*** (0,1029)	0,2481*** (0,0416)
fb	0,1099*** (0,0265)	0,0725*** (0,0137)	0,1783** (0,0892)	0,0722*** (0,0142)
gdpgr	-0,3180**	-0,2230***	-0,4512*	-0,3312***

	(0,1253)	(0,0343)	(0,2526)	(0,0380)
trade	0,0242 (0,0203)	0,0014 (0,0123)	0,1221 (0,0919)	0,0098 (0,0119)
fdi	-0,0025 (0,0049)	-0,0054 (0,0046)	-0,0077 (0,0180)	-0,0071 (0,0044)
reer <sub>it-1</sub>	-0,0204 (0,0299)	-0,0073 (0,0046)	-0,0146 (0,0450)	-0,0106 (0,0214)
tot	0,1612 (0,1788)	0,0343 (0,0644)	0,0581 (0,3435)	-0,0749 (0,0509)
pcpred			-0,0697*** (0,0262)	-0,0635*** (0,0100)
share			0,0255 (0,0247)	0,0062 (0,0068)
remit			-0,4284 (1,0649)	0,3361* (0,1963)
Hansen test ( <i>p</i> -value)	0,387		0,425	
Diff-in-Hansen test ( <i>p</i> -value)	0,690		0,829	
A-B test (order 1, <i>p</i> -value)	0,001		0,001	
A-B test (order 2, <i>p</i> -value)	0,324		0,584	
LR test ( <i>p</i> -value)				47,17 (0,000)

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

Rezultati testova potvrđuju da su odabrane determinante adekvatno klasifikovane i da je skup instrumenata validan. Rezultati Hansen testa ukazuju na to da se ne može odbaciti nulta hipoteza koja se odnosi na opravdanost uvedenih instrumenata (*p*-vrednosti: 0,387 i 0,425), a validnost dodatnih uslovnih momenata koji su obuhvaćeni sistemskim GMM metodom takođe je potvrđena diff-in-Hansen testom (*p*-vrednosti: 0,690 i 0,829). Dodatno, Arellano-Bond testovi ukazuju na ispravnost dinamičke specifikacije: postojanje autokorelacije prvog reda, ali ne i autokorelacije drugog reda, čime se obezbeđuje konzistentnost ocena dobijenih sistemskim GMM metodom.

Za izvođenje zaključaka o uticaju cikličnih faktora na promene tekućeg računa koriste se ocene dobijenom primenom QML metoda, koji predstavlja pouzdaniji metod ocenjivanja u uslovima prisutne heteroskedastičnosti u modelu i koji obezbeđuje manje pristrasne ocene u odnosu na GMM metod (Phillips 2015). Prezentirani nalazi u Tabeli 5.8 ukazuju da su na kratkoročnu dinamiku tekućeg računa dominantno uticali kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans i stopa rasta GDP-a (nivo značajnosti od 1%). U proširenoj verziji modela koja, pored makroekonomskih

uključuje i finansijske varijable, utvrđeno je da pokazatelj odobrenih kredita privatnom sektoru ima signifikantan uticaj na promene tekućeg računa na nivou od 5% statističke značajnosti, dok prilivi radničkih doznaka ostvaruju uticaj na nivou značajnosti od 10%. U pogledu uže i šire specifikacije modela, uticaj makroekonomskih determinanti je nepromenjen primenom oba metoda ocenjivanja, dok rezultati LR testa ukazuju na adekvatnost modela koji pored makroekonomskih, uključuje i finansijske pokazatelje. Sa druge strane, rezultati između sistemskog GMM i QML metoda se razlikuju u pogledu uticaja priliva radničkih doznaka koji nije potvrđen sistemskim GMM metodom ocenjivanja.

Konačno, sumirajući empirijske rezultate o uticaju strukturnih i cikličnih faktora potvrđeno je da uticaj kretanja tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalnog bilansa i stope rasta GDP-a, odobreni krediti privatnom sektoru i prilivi radničkih doznaka ostvaruju uticaj na promene tekućeg računa u kratkom roku, dok su fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti i strane direktne investicije imali dominantan uticaj na dinamiku tekućeg računa u srednjem roku. U pogledu demografskih, finansijskih i institucionalnih komponenti, stopa zavisnosti starih, stopa rasta stanovništva, indeks kapitalne otvorenosti i pokazatelj efikasnosti vlade takođe spadaju u grupu faktora koji su imali statistički značajan efekat na promene robnih transakcija na srednji rok.

### **5.5 Analiza perzistentnosti tekućeg računa primenom modela dinamičke kvantilne panel regresije**

Prilikom izvođenja zaključka o stepenu perzistentnosti tekućeg računa na osnovu primene dinamičkih metoda u panelu, jedan deo empirijskih istraživanja polazi od statističke značajnosti uticaja tekućeg računa sa donjom na njegovu aktuelnu vrednost (Calderon, Chong, i Loayza 2000; Bussière, Fratzscher, i Müller 2004; Herrmann i Jochem 2005, Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Cesaroni i De Santis 2015; Das 2016). Na toj osnovi, signifikantnost uticaja tekućeg računa sa pomakom od jednog perioda ustanovljena ocenjivanjem dinamičkih specifikacija u prethodnim delovima ovog

poglavlja, upućuje na zaključak o naglašenoj perzistentnosti tekućeg računa u zemljama Evropske unije tokom 1995-2015. godine.

Dodatno, u nastavku je ocenjen model dinamičke kvantilne panel regresije sa namerom da se ispita da li kretanje tekućeg računa sa docnjama više od jednog perioda ima jednak uticaj na saldo tekućih transakcija na različitim tačkama raspodele. Ideja je da se na osnovu statističke značajnosti ocenjenih koeficijenata tekućeg računa sa različitim vremenskim pomacima proverí prethodno dobijeni rezultat o stepenu peristentnosti računa tekućih transakcija, što je definisano prvom istraživačkom hipotezom.

Takođe, imajući u vidu heterogenost perioda posmatranja, pre svega u kontekstu proširenja Evropske unije, uvođenja jedinstvene valute, internih i eksternih šokova, primena dinamičke kvantilne regresije pogodna je i za sagledavanje eventualne asimetrije prilikom prilagođavanja tekućeg računa ravnotežnom nivou, odnosno, u svrhu testiranja druge definisane hipoteze. Cilj je da se stekne precizniji uvid o uticaju prethodnih vrednosti tekućeg računa po pojedinačnim kvantilima, odnosno, da se sagleda postojanje varijabiliteta uticaja tekućeg računa sa docnjama unutar viših i nižih kvantila raspodele.

Rezultati su zasnovani na oceni dinamičke kvantilne panel regresije sa fiksnim efektima i robusnim standardnim greškama (Baker 2016), gde su kao endogene varijable tretirane vrednosti tekućeg računa sa pomacima. U model su uključena tri vremenska pomaka, budući da je ocenjivanjem modela sa više docnji potvrđeno da tekući račun sa pomakom počev od tri perioda pa nadalje nema značajan uticaj na kretanje izvoza i uvoza u tekućem periodu.

**Tabela 5.9** Analiza perzistentnosti eksterne neravnoteže primenom dinamičkog QR modela po pojedinačnim kvantilima

Kvantili	ca <sub>it-1</sub>		ca <sub>it-2</sub>		ca <sub>it-3</sub>	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
0,1	0,7478	0,000	0,0874	0,054	0,0623	0,009
0,2	0,7203	0,000	-0,1542	0,000	0,0313	0,045
0,3	0,8473	0,000	0,2132	0,047	0,0676	0,082
0,4	0,8464	0,000	-0,2318	0,001	-0,0543	0,121
0,5	0,8949	0,000	0,1441	0,295	0,0490	0,273
0,6	0,8617	0,000	0,2117	0,112	0,0163	0,382
0,7	0,8146	0,000	-0,1374	0,000	-0,0154	0,503
0,8	0,7980	0,000	-0,1289	0,012	0,0381	0,234



0,9	0,9211	0,000	0,2013	0,026	0,0631	0,108
-----	--------	-------	--------	-------	--------	-------

**Napomena:** Za potrebe ocene dinamičkog QR metoda raspodela je podeljena na deset jednakih delova.

**Izvor:** Autorski proračun.

Izražen uticaj tekućeg računa sa jednim vremenskim pomakom evidentan je na svim posmatranim kvantilima (nivo značajnosti od 1%), a sudeći po veličini regresionih koeficijenata po kvantilima može se reći da je taj uticaj relativno homogen. S druge strane, analiza tekućeg računa sa dve docnje potvrđuje heterogenost dejstva prethodnog kretanja robnih transakcija na njihov nivo u tekućem periodu (Tabela 5.9). Ocenjeni koeficijenti tekućeg računa sa pomakom od tri godine  $p$ -vrednosti ukazuju da se uticaj na tekući račun ostvaruje samo na prva dva kvantila na nivoima značajnosti od 1% i 5%, respektivno.

Pored činjenice da se kretanje prosečne vrednosti tekućeg računa razlikuje po zemljama članicama, krećući se od suficitnih pozicija u Nemačkoj, Belgiji, Holandiji, Luksemburgu i Švedskoj pa sve do najvećih deficita u Grčkoj, Portugalu i baltičkim zemljama (Slika 2.1A, Prilog 2), rezultati testiranja svih dinamičkih specifikacija (Tabele 5.5, 5.8 i 5.9) potvrđuju hipotezu o perzistentnosti tekućeg računa i upućuju na zaključak da na nivou Evropske unije kao celine, tekući račun nije postigao usaglašavanje sa nivoom koji obezbeđuje ravnotežu trgovinskih tokova na dugi rok.

## **5.6 Analiza determinanti tekućeg računa u zemljama Evropske unije i zemljama kandidatima za pristupanje Evropskoj uniji**

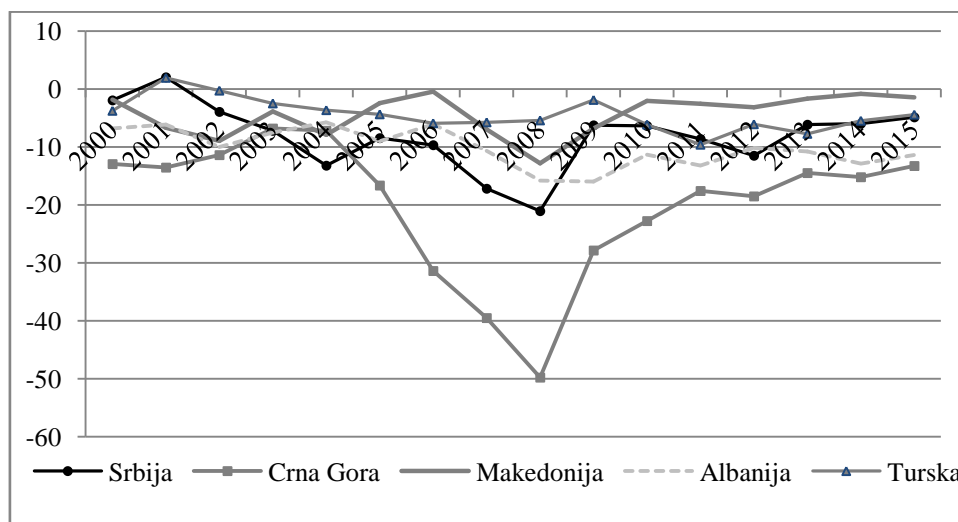
Nakon analize determinanti tekućeg računa u 28 zemalja članica EU, u narednom delu istraživanja ocenjivanje uticaja odabranih faktora na tekući račun se sprovodi na uzorku koji obuhvata i zemlje kandidate za pristupanje EU. U tom kontekstu, u analizu su uključene Srbija, Crna Gora, Makedonija, Albanija i Turska, a raspoloživost podataka uslovlila je skraćivanje vremenske dimenzije na period od 2000-2015. godine.

U pogledu zemalja kandidata za članstvo u EU, izvesno je da specifične nacionalne okolnosti diktiraju dinamiku reformi i brzinu pregovora, pa je, prema tome, vrlo nezahvalno prognozirati kada bi potencijalno mogle, u vidu pojedinačnih ili grupnog proširenja, da se priključe evropskoj zajednici. Sa druge strane, imajući u vidu

trgovinsku i finansijsku povezanost zemalja kandidata i članica Evropske unije, proizilazi potreba detaljnijeg praćenja trgovinskih neravnoteža na uzorku koji obuhvata i zemalje kandidate. Ideja je da se sagleda da li se zaključak o izraženoj perzistentnosti deficita tekućeg računa eventualno menja nakon uključivanja zemalja kandidata u analizu, odnosno, da se utvrdi u kojoj meri neravnoteža trgovinskih tokova u zemljama kandidatima ima uticaj na promenu salda tekućih transakcija na proširenom uzorku, koji pored zemalja članica obuhvata i zemlje za pristupanje EU.

S obzirom na nivoe ekonomske razvijenosti u zemljama kandidatima, u smislu nedovoljno konkurentnih privreda i činjenice da su ove zemlje uglavnom uvoznici i da nemaju značajan uticaj na globalne trgovinske tokove, proučavanje tekućeg računa zemalja kandidata za pristupanje EU nije dovoljno zastupljeno u empirijskim analizama, čime ovo istraživanje dobija na značaju.

Pre sprovođenja ekonometrijske analize, sledi grafički prikaz kretanja tekućeg računa u zemljama kandidatima tokom 2000-2015. godine i sagledavanje promena trgovinskih neravnoteža pre i nakon povećanja broja jedinica panela (Slika 5.2; Tabele 5.10 i 5.11).



Izvor: Autor, prema podacima IMF(2018a).

**Slika 5.2** Tekući račun (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU tokom 2000-2015

Prezentovani grafički prikaz ukazuje da su sve zemlje kandidati imale izražen deficitan saldo tekućeg računa. Visoki nivoi eksterne neravnoteže su ostvareni u svim ekonomijama, sa posebnim naglaskom na Crnu Goru, koja je u 2008. godini zabeležila deficit na nivou od čak 49% GDP-a. Proizilazi da su sve zemlje kandidati imale problem perzistentne eksterne neravnoteže koja je kulminirala u periodu između 2007. i 2009. godine. U narednoj tabeli prikazane su promene trgovinskih tokova u zemljama kandidatima po godinama posmatranja.

**Tabela 5.10** Tekući račun (u % GDP-a) u zemljama kandidatima za pristupanje EU

Godine	Srbija	Crna Gora	Makedonija	Albanija	Turska
2000	-1,913	-12,983	-1,791	-1,831	-3,720
2001	2,054	-13,514	-6,694	-6,765	1,918
2002	-3,932	-11,358	-8,927	-6,101	-0,269
2003	-7,196	-6,758	-3,882	-9,975	-2,492
2004	-7,196	-7,165	-7,914	-7,513	-3,620
2005	-13,182	-16,635	-2,438	-5,513	-4,346
2006	-8,446	-31,342	-0,428	-8,995	-5,889
2007	-9,635	-39,497	-6,924	-6,045	-5,716
2008	-17,181	-49,775	-12,802	-19,637	-5,396
2009	-21,05	-27,853	-6,773	-15,950	-1,849
2010	-6,242	-22,726	-2,029	-11,294	-6,099
2011	-6,367	-17,563	-2,509	-13,208	-9,604
2012	-8,594	-18,471	-3,646	-10,150	-6,082
2013	-11,475	-14,472	-1,646	-10,760	-7,729
2014	-6,103	-15,205	-0,806	-12,864	-5,455
2015	-5,984	-13,246	-1,424	-11,357	-4,388

**Izvor:** Autor, prema podacima IMF (2018a).

Na osnovu podaka u tabeli proizilazi da je Crna Gora ostvarivala najviše deficite tekućeg računa u odnosu na ostale zemlje kandidate. Na prethodno upućuju dvocifrene vrednosti koje su evidentirane gotovo u svakoj godini (Tabela 5.10). Sa druge strane, iako je teško govoriti o boljoj ili lošijoj poziciji u uslovima permanentnih eksternih neravnoteža, najniži nivoi deficita evidentirani su u Turskoj. Ekstremni deficiti u svim zemljama zabeleženi su u kriznim godinama, ali svetska finansijska i ekonomska kriza nije imala ujednačen efekat između zemalja. Najizraženiji uticaj na robne tokove postignut je u Crnoj Gori i Albaniji, gde se deficit uvećao za čak 10% odnosno 13%, slede Srbija, Makedonija pa Turska. Imajući u vidu izraženu neravnotežu trgovinskih transakcija u zemljama kandidatima u pogledu odnosa izvoza i uvoza, proizilazi da su

prosečne vrednosti stepena trgovinske otvorenosti koje postoje u ovim zemljama (Tabela 7.2A) posledica znatno višeg uvoza u odnosu na izvoz.

U nastavku deskriptivne analize sumirane su prosečne vrednosti tekućeg računa pre i nakon obuhvata zemalja kandidata u analizu, sa namerom da se stekne uvid u kojoj meri su trgovinski deficiti koji postoje u zemljama kandidatima imali posledice na promenu eksterne neravnoteže u svim posmatranim zemljama proširenog uzorka (zemlje članice i zemlje kandidati).

**Tabela 5.11** Tekući račun po godinama posmatranja (komparativna analiza)

Godine	EU 28			EU 28 + zemlje kandidati		
	Srednja vrednost	Minimum	Maksimum	Srednja vrednost	Minimum	Maksimum
2000	-1,807	-10,802	12,537	-2,207	-12,983	12,537
2001	-1,634	-10,437	8,401	-2,084	-12,514	8,400
2002	-1,443	-11,093	9,456	-2,152	-11,358	9,456
2003	-1,838	-12,893	6,596	-2,477	-12,893	6,596
2004	-2,194	-12,309	11,923	-3,056	-13,182	11,923
2005	-2,662	-11,855	11,092	-3,391	-16,635	11,092
2006	-3,929	-20,918	10,021	-5,039	-31,342	10,021
2007	-4,914	-23,715	9,843	-6,452	-39,497	9,843
2008	-4,845	-22,018	8,549	-7,404	-49,755	8,549
2009	-1,269	-12,366	8,078	-2,855	-27,853	8,078
2010	-0,958	-11,435	7,378	-2,283	-22,726	7,378
2011	-0,719	-10,006	9,090	-2,170	-17,536	9,090
2012	0,219	-5,629	10,796	-1,309	-18,471	10,796
2013	1,632	-4,491	10,979	0,151	-14,472	10,979
2014	1,647	-5,088	10,605	0,176	-15,205	10,605
2015	2,341	-5,134	10,968	0,918	-13,246	10,968
2000-2015	-1,398	-23,715	12,537	-2,602	-49,755	12,537

**Izvor:** Autor, prema podacima IMF (2018a).

Na osnovu predstavljenih podataka evidentno je da je srednja vrednost deficita u svim godinama povećana, a ostvarene suficitne vrednosti nakon 2012. godine su smanjene. Povećanje prosečnog deficita je na nivou od oko 1% u svim godinama osim 2007., 2008. i 2010. godini. Takođe, izrazito produbljanje deficita tokom kriznih godinama u zemljama kandidatima, odrazilo se i na povećanje intervala varijacije između ostvarene minimalne i maksimalne vrednosti.

U nastavku se sprovodi ocenjivanje stepena perzistentnosti tekućeg računa na osnovu dinamičkih specifikacija primenom QML metoda i modela dinamičke kvantilne panel regresije. Imajući u vidu da izvođenje zaključka o perzistentnosti tekućeg računa na osnovu statističke značajnosti uticaja tekućeg računa sa docnjom ima svoje uporište u

empirijskoj literaturi (Bussière, Fratzscher, i Müller 2004; Cheung, Furceri, i Rusticelli 2013; Cesaroni i De Santis 2015), prvobitno se ocenjuje dinamička specifikacija panela primenom QML metoda. Namera je da se, pored analize prirode eksterne neravnoteže, ispita i uticaj odabranih determinanti na povećanje trgovinskih divergencija.

S obzirom na dostupnost podataka za zemlje kandidate za pristupanje EU, primenom dinamičkog QML metoda, iz grupe makroekonomskih faktora oceniće se uticaj tekućeg računa sa pomakom od jedne godine, fiskalnog bilansa, stope rasta GDP-a, trgovinske otvorenosti, odnosa razmene i stope inflacije. Polazeći od ocenjene dinamičke specifikacije na uzorku koji uključuje zemlje članice Evropske unije (Tabela 5.5), a budući da podaci za realni efektivni devizni kurs, strane direktne investicije i neto inostranu aktivu nisu raspoloživi za sve zemlje kandidate, uticaj ovih determinanti nije razmatran, dok je obuhvaćen uticaj stope inflacije (Tabela 5.12).

Od demografskih determinanti ispitaće se dejstvo stope zavisnosti stanovništva i stope rasta populacije, dok su iz grupe finansijskih faktora za period 2000-2015. godine raspoloživi podaci jedino za pokazatelj odobrenih kredita privatnom sektoru. Što se tiče razmatranih institucionalnih komponenti podaci nisu dostupni za sve zemlje kandidate, tako da se uticaj ovih faktora neće ispitivati na proširenom uzorku (Model 2, Tabela 5.12).

**Tabela 5.12** Uticaj odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa u periodu 2000-2015. godine primenom QML metoda

Zavisna promenljiva: Tekući račun	Model (1) QML	Model (2) QML
ca <sub>it-1</sub>	0,8337*** (0,0379)	0,7741*** (0,0401)
fb	0,0961** (0,0592)	0,1569*** (0,0596)
gdpgr	-0,4091*** (0,1018)	-0,4651*** (0,0989)
trade	0,0036 (0,0087)	0,0072 (0,0067)
tot	0,0440* (0,0237)	0,0650** (0,0199)
infl	0,0011 (0,0132)	0,0203 (0,0155)
adr		0,2652** (0,0454)
pop		-0,9031*** (0,0232)
pred		-0,0167** (0,0065)

Obs	495	495
LR test ( <i>p</i> -value)		36,60 (0,000)

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

Signifikantnost tekućeg računa na prvoj docnji na nivou značajnosti od 1% sugeriše na izraženu perzistentnost tekućeg računa na uzorku koji obuhvata zemlje članice i kandidate za pristupanje Evropskoj uniji u periodu 2000-2015. godine. U okviru analiziranih makroekonomskih determinanti tekućeg računa, pokazano je da su pored deficita tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a i pokazatelj odnosa razmene takođe ostvarili značajan uticaj na promene robnih tokova (nivo značajnosti od 1% za fiskalni deficit i stopu rasta GDP-a, odnosno 5% za odnose razmene, Model 2). Za obe demografske komponente je pokazano da su ostvarile uticaj na račun tekućih transakcija i to, stopa zavisnosti stanovništva na nivou od 5%, a stopa rasta populacije na nivou od 1% značajnosti. Posmatrajući uključen finansijski faktor, evidentno je da je iznos odobrenih kredita privatnom sektoru imao efekta na promene tekućeg računa na nivou signifikantnosti od 5%.

Oslanjajući se na dobijene rezultate ocenjivanja i poredeći ih sa rezultatima primene QML metoda na uzorku koji obuhvata samo zemlje Evropske unije (Tabela 5.5), proizilazi da je na proširenom uzorku zapravo potvrđen statistički značajan uticaj tekućeg računa sa pomakom od jednog perioda, fiskalnog bilansa, stope rasta GDP-a i odnosa razmene. Sa druge strane, stepen trgovinske otvorenosti nije pokazao značajan uticaj na promene robnih tokova na uzorku koji uključuje i zemlje kandidate u analizu. Međutim, s obzirom da ni razmatrane dinamičke specifikacije nisu identične jer je na proširenom uzorku, usled nedostatka podataka, izostale ocene uticaja stranih direktnih investicija, neto inostrane aktive, kao i većeg broja finansijskih faktora, izvođenje zaključaka na osnovu poređenja dva modela nije u potpunosti opravdano.

Pošto je nakon ocenjivanja dinamičke specifikacije (Tabela 5.12) potvrđen uticaj tekućeg računa sa jednim vremenskim pomakom, u nastavku se primenjuje model dinamičke kvantilne panel regresije sa namerom da se utvrdi eventualni varijabilitet uticaja tekućeg računa sa pomacima većim od jedne godine na tekuće stanje trgovinskih tokova.

**Tabela 5.13** Analiza perzistentnosti eksterne neravnoteže u periodu 2000-2015. godine primenom dinamičkog QR modela po pojedinačnim kvantilima

Kvantili	ca <sub>it-1</sub>		ca <sub>it-2</sub>		ca <sub>it-3</sub>	
	Koef.	<i>p</i> -vred.	Koef.	<i>p</i> -vred.	Koef.	<i>p</i> -vred.
0,1	0,9631	0,000	0,0205	0,058	0,0597	0,055
0,2	0,7435	0,000	0,1605	0,105	0,0541	0,151
0,3	0,7095	0,000	-0,1887	0,218	0,0627	0,262
0,4	0,7698	0,000	0,2509	0,284	0,0913	0,426
0,5	0,7230	0,000	-0,1933	0,405	0,0616	0,550
0,6	0,6038	0,002	-0,2532	0,073	-0,0684	0,417
0,7	0,7033	0,000	0,1046	0,444	0,0626	0,327
0,8	0,6719	0,020	0,0799	0,612	-0,1627	0,043
0,9	0,6658	0,000	-0,1190	0,573	-0,2492	0,181

**Napomena:** Za potrebe ocene dinamičkog QR metoda raspodela je podeljena na deset jednakih delova. Model je ocenjen sa robusnim standardnim greškama.

**Izvor:** Autorski proračun.

Empirijski nalazi u Tabeli 5.13 podržavaju prethodne rezultate o značajnosti uticaja tekućeg računa sa jednim, dva i tri vremenska pomaka (Tabela 5.9), odnosno, pokazano je i da na proširenom uzorku signifikantan efekat na aktuelnu vrednost tekućeg računa ostvaruje kretanje tekućeg računa sa pomakom od jedne godine na svim kvantilima raspodele. Takođe, imajući u vidu ocenjene koeficijente tekućeg računa na prvoj docnji, može se reći da se utvrđeni uticaj na kretanje trgovinskih tokova kreće po opadajućoj putanji (vrednost ocenjenog koeficijenta na prvom i poslednjem kvantilu je 0,9631 i 0,6658). Sa druge strane, *p*-vrednosti za ocenjene efekte tekućeg računa na drugoj i trećoj docnji ukazuju na to da oni nemaju značajan uticaj na tekuće promene robnih transakcija.

Polazeći od prethodnog stanovišta o izraženoj perzistentnosti tekućeg računa u ekonomijama Evropske unije, i oslanjajući se na prethodno interpretirane rezultate ocenjenog modela dinamičke kvantilne regresije, zaključuje se da je perzistentnost tekućeg računa potvrđena i na uzorku koji pored zemalja članica uključuje i zemlje kandidate za pristupanje za period 2000-2015. godine.

## 5.7 Analiza uticaja trgovinske otvorenosti na dinamiku tekućeg računa

Liberalizacija robnih i kapitalnih transakcija, odnosno uvođenje “četiri slobode” koje pretpostavljaju slobodno kretanje robe, kapitala, usluga i ljudi, usloveli su još veću povezanost ekonomija Evropske unije. Na toj osnovi, međunarodne trgovinske aktivnosti postaju važan izvor ekonomskog rasta, dok ostvarivanje eksterne ravnoteže postaje imperativ za većinu zemalja članica. U isto vreme, stepen trgovinske otvorenosti može delovati na robne tokove sa više aspekata.

Generalno posmatrano, ukoliko se pođe od toga da se stepen otvorenosti trgovine izražava zbirom izvoza i uvoza u odnosu na GDP, jasno je da otvorenije zemlje ostvaruju pozitivne efekte na tekući račun u uslovima kada je viša otvorenost posledica većeg izvoza. Isto tako, otvorenije zemlje su privlačnije za inostrani kapital čime se olakšava finansiranje deficita tekućeg računa, s tim što priliv inostranog kapitala generiše i apresijaciju valute sa negativnim implikacijama na saldo tekućih transakcija. Sa druge strane, zemlje koje su manje trgovinski otvorene mogu da poboljšaju tekući račun po osnovu smanjenja uvoza, ali se i suočavaju sa poteškoćama prilikom izmirenja eksternih obaveza jer se povećavaju troškovi zaduživanja, čime se pogoršava tekući račun (Cusolito i Nedeljković 2013).

Uticaj trgovinske otvorenosti na bilans robnih transakcija u Evropskoj uniji teško da se može jednoobrazno odrediti, imajući u vidu da se zemlje značajno razlikuju u pogledu stepena otvorenosti trgovine, pri čemu je primarno odrediti da li je viša otvorenost ostvarena po osnovu pozitivnog ili negativnog odnosa izvoza i uvoza. Naredna tabela sumira promene trgovinske otvorenosti i tekućeg računa po pojedinačnim ekonomijama.

**Tabela 5.14** Promene trgovinske otvorenosti i tekućeg računa u zemljama Evropske unije

Zemlja:	Izvoz (u % GDP)	Uvoz (u % GDP)	Stepen trgovinske otvorenosti	Tekući račun (u % GDP)
Nemačka	36,25	32,26	68,51	3,37
Francuska	26,60	26,64	53,24	0,85
Italija	25,72	24,60	50,32	-0,02
Belgija	72,73	69,93	142,66	2,26
Holandija	68,07	60,14	128,20	6,25
Luksemburg	161,55	134,71	296,26	8,7
Danska	46,99	41,38	88,37	3,62



<b>Irska</b>	91,03	76,53	167,57	-0,21
<b>Velika Britanija</b>	26,14	27,99	54,14	-2,32
<b>Grčka</b>	22,13	30,34	52,48	-6,36
<b>Portugal</b>	30,41	36,97	67,39	-6,72
<b>Španija</b>	26,83	28,35	55,18	-3,45
<b>Austrija</b>	46,46	44,29	89,54	1,09
<b>Finska</b>	39,08	34,61	73,69	3,22
<b>Švedska</b>	43,89	37,86	81,76	5,59
<b>Slovenija</b>	59,21	58,67	117,88	-0,03
<b>Slovačka</b>	70,21	72,96	143,17	-4,58
<b>Mađarska</b>	68,34	67,13	135,48	-3,75
<b>Malta</b>	128,33	129,08	257,41	-2,27
<b>Kipar</b>	59,86	60,89	120,75	-5,15
<b>Poljska</b>	34,57	36,59	71,16	-3,74
<b>Češka</b>	58,31	57,07	115,38	-2,93
<b>Estonija</b>	69,56	73,05	142,61	-6,01
<b>Letonija</b>	44,35	53,36	97,61	-6,33
<b>Litvanija</b>	54,79	60,81	115,60	-6,02
<b>Bugarska</b>	48,96	53,66	102,62	-3,40
<b>Rumunija</b>	32,31	39,03	71,33	-5,44
<b>Hrvatska</b>	37,63	42,17	79,80	-4,17

**Izvor:** Autorski prikaz prema podacima WB (2018a) i IMF (2018a).

Empirijski podaci nedvosmisleno ukazuju na izraženu varijabilnost stepena trgovinske otvorenosti po zemljama. Posmatrajući razvijenije zemlje koje čine jezgro EU (Nemačka, Holandija, Luksemburg, Austrija) evidentno je da je visok stepen trgovinske otvorenosti ostvario pozitivan uticaj na dostizanje suficitnih pozicija tekućeg računa u ovim zemljama. Ukoliko se analiziraju periferne zemlje, proizilazi da je trgovinska otvorenost u Irskoj više nego duplo veća u odnosu na ostale zemlje uz relativno nizak prosečan trgovinski deficit tokom posmatranog perioda. Nivo trgovinske otvorenosti u Grčkoj, Portugalu i Španiji je na sličnom nivou, s tim što je viši nivo uvoza u odnosu na izvoz rezultirao deficitom računa tekućih transakcija. Za zemlje koje su se priključile Evropskoj uniji tokom istorijskog proširenja kao i za Bugarsku, Rumuniju i Hrvatsku, teško da se može izvesti jedinstven zaključak imajući u vidu da je eksterna neravnoteža prilično perzistentna u ovim zemljama dok se stepen trgovinske otvorenosti razlikuje.

S obzirom na to da se zemlje Evropske unije prilično razlikuju u pogledu visine stepena trgovinske otvorenosti koji ima vrednost od 50,32% u Italiji pa sve do 296,26% u Luksemburgu, testiranje treće hipoteze o bržem uravnotežavanju tekućeg računa u zemljama sa višim nivoom trgovinske otvorenosti, motivisano je potrebom da se sagleda da li je veći stepen otvorenosti trgovine doprineo poboljšanju tekućeg računa na nivou Evropske unije kao celine, odnosno na nivou pojedinačnih zemalja.

U cilju provere navedene istraživačke hipoteze u nastavku je sprovedena kointegraciona analiza u panelu. Budući da je primenom testova jediničnog korena utvrđena integrisanost prvog reda tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti (Tabela 5.4), sledeći korak je testiranje postojanja kointegracione veze između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa. Imajući u vidu rezultat Pesaranovog testa o zavisnosti panela, pored Pedroni testa prve generacije primenjen je i Westerlund test kointegracije druge generacije. Odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracione veze dalje implicira ocenjivanje dugoročne veze i koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške (Westerlund 2007a).

Specifičnost Pedroni i Westerlund testova kointegracije ogleda se u pretpostavci o heterogenim kointegracionim parametrima koji mogu da se razlikuju za pojedinačne jedinice posmatranja. Primena Pedronijevog testa podrazumeva izračunavanje vrednosti sedam statistika testa, pri čemu se prve četiri odnose na grupisanje podataka unutar dimenzije - panel kointegracione statistike, a druge tri na združivanju podataka između dimenzija - kointegracione statistike grupnih sredina (Pedroni 1999). Nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije ista je za obe grupe testova, dok razlike postoje u pogledu definisanja alternativne hipoteze. Za razliku od pretpostavke o homogenim kointegracionim parametrima za prva četiri testa, alternativna hipoteza za druga tri testa dozvoljava različitost parametara za pojedinačne jedinice panela.

Prilikom provere kointegrisanosti promenljivih u panelu Westerlund (2007a) je definisao četiri testa zasnovana na modelu sa korekcijom ravnotežne greške, pri čemu se prva dva testa zasnivaju na metodu grupnih sredina i podrazumevaju testiranje sledećih hipoteza:  $H_0$ : ne postoji kointegracija, za svako  $i$ ;  $H_1$ : postoji kointegracija, za najmanje jedno  $i$ .

Sa druge strane, druge dve statistike testa bazirane su na združivanju podataka i u okviru alternativne hipoteze proveravaju postojanje kointegracione veze za sve jedinice panela. Dakle, nulta hipoteza obe grupe testova je ista, a razlika postoji u pogledu definisanja alternativne hipoteze gde se kod prva dva testa pretpostavlja da kointegracija postoji za makar jednu jedinicu panela, odnosno za najmanje jedno  $i$ .

Osnovna prednost Westerlund u odnosu na Pedroni test je u tome što dozvoljava zavisnost uporednih podataka, i omogućava primenu postupka reuzorkovanja koja obezbeđuje robusne ocene u uslovima prisutne zavisnosti uporednih podataka. Takođe,

poredeći oba testa, pokazano je da Westerlund test ima veću snagu budući da ne postoji problem ograničenja zajedničkog faktora koje postavlja Pedroni test (Westerlund 2007a; Pala 2016; Berhane 2018).

Primeni testa kointegracije prethodi testiranje uzročnosti kako bi se ispitalo postojanje slabe egzogenosti regresora što je pretpostavka za primenu testova kointegracije. Drugim rečima, prisustvo slabe egzogenosti regresora određuje snagu testova kointegracije i verodostojnost zaključivanja na osnovu ocenjenog modela sa korekcijom ravnotežne greške (Westerlund 2007a; Moral-Benito i Serven 2015). U tu svrhu, najpre je upotrebljen Grangerov test uzročnosti za ceo panel na stacionarnim reprezentacijama varijabli, odnosno prvim diferencama, a zatim i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti kojim se ispituje heterogena uzročnost u panelu (Hartwig 2009; Lopez i Weber 2017).

**Tabela 5.15** Granger i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa

Hipoteze testa:	trgovinska otvorenost → tekući račun
<i>Granger-ov test uzročnosti</i>	
H <sub>0</sub> : ne postoji uzročnost H <sub>1</sub> : uzročnost postoji	F-statistika: 5,54 p-vrednost: 0,018
<i>Dumitrescu&amp;Hurlin test uzročnosti</i>	
H <sub>0</sub> : ne postoji uzročnost H <sub>1</sub> : uzročnost postoji za makar jednu jedinicu posmatranja	W- statistika: 3,881 $\bar{Z}$ - statistika: 8,319 p-vrednost: 0,000

Izvor: Autorski proračun.

Rezultati Grangerovog testa ukazuju da se na celom panelu može odbaciti nulta hipoteza na nivou od 5% statističke značajnosti ( $p$ -vrednost: 0,018), čime je potvrđena uzročnost iz pravca trgovinske otvorenosti ka tekućem računu. Dakle, dobijeni nalazi u Tabeli 5.15 potvrđuju da nivo otvorenosti trgovine ostvaruje uticaj na promene tekućeg računa. Dodatno, kako bi se proverila potencijalna heterogena uzročnost po zemljama, sproveden je i Dumitrescu&Hurlin test, koji u okviru nulte hipoteze polazi od homogene uzročnosti u smislu da za sve jedinice panela ne postoji uzročnost, dok se pod alternativnom hipotezom pretpostavlja postojanje uzročnosti u makar jednoj zemlji. Rezultat testiranja sugeriše odbacivanje nulte hipoteze ( $p$ -vrednost: 0,000), na osnovu

čega se zaključuje prisustvo heterogene uzročnosti što potvrđuje adekvatnost primene Pedroni i Westerlund testova kointegracije koji su primenjeni u nastavku.

S obzirom da uključivanje trenda utiče na asimptotsku raspodelu test statistike, a simulacijom je dokazano i da smanjuje snagu testova (Westrlund i Edgerton 2005; Gengenbach, Urbain, i Westerlund 2008), većina empirijskih istraživanja prilikom testiranja kointegracije ne uključuje trend. Dodatno, grafički prikazi podataka za kretanje tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti (Slika 5.1 i Slika 2.1A u Prilogu) ne ukazuju na prisustvo determinističkog trenda.

**Tablea 5.16** Pedroni test kointegracije između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa

Kointegracione statistike	Neponderisana statistika	<i>p</i> -vrednost	Ponderisana statistika	<i>p</i> -vrednost
<b>Panel kointegracione statistike</b>				
Panel $\nu$	3,001	0,001	2,440	0,007
Panel rho	-2,548	0,005	-2,754	0,003
Panel PP	-3,022	0,001	-3,482	0,001
Panel ADF	-4,910	0,000	-4,129	0,000
<b>Kointegracione statistike grupnih sredina</b>				
Panel rho	-0,446	0,328		
Panel PP	-2,682	0,004		
Panel ADF	-4,116	0,000		

**Izvor:** Autorski proračun.

Rezultati parametarskih i neparametarskih statistika u okviru prve grupe testova jasno ukazuju na odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije. Međutim, rezultati kointegracionih statistika grupnih sredina na osnovu prve neparametarske statistike (panel rho) upućuju na prihvatanje nulte hipoteze, dok se na osnovu druge dve statistike potvrđuje zaključak izveden na osnovu prve grupe testova.

Imajući u vidu da uzima u obzir zavisnost uporednih podataka, koja je prethodno i potvrđena primenom Pesaranovog CD testa (Tabela 5.3), u narednoj iteraciji se primenjuje Westerlund test kointegracije između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa. Nakon toga pristupa se ocenjivanju dugoročne veze, odnosno heterogenih kratkoročnih veza primenom metoda ocenjivanja heterogenih parametara.

**Tabela 5.17** Westerlund test kointegracije između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa

Statistika	Vrednost	Z-vrednost	<i>p</i> -vrednost	<i>p</i> -vrednost (metod: reuzorkovanja)
<b>G<sub>t</sub></b>	-1,620	-1,931	0,224	<b>0,045</b>
<b>G<sub>a</sub></b>	-3,902	3,419	0,999	0,075
<b>P<sub>t</sub></b>	-9,443	-1,794	0,036	0,055
<b>P<sub>a</sub></b>	-5,233	-1,196	0,116	<b>0,037</b>
AIC kriterijum, prosečan broj docnji: 1				
AIC kriterijum, prosečan broj budućih vrednosti: 2				

Izvor: Autorski proračun.

Prilikom sprovođenja testa kointegracije optimalan broj docnji i budućih vrednosti je izveden primenom Akaikeovog informacionog kriterijuma. Robusne *p*-vrednosti dobijene su primenom metoda reuzorkovanja (engl. *bootstrap*), s tim što maksimalan broj ponavljanja za primenu Westerlund testa treba da bude manji od 800 (Persyn i Westerlund 2008). Veličina uzorka u ovom istraživanju koja obuhvata period od 20 godina uslovia je smanjenje broja ponavljanja na 400 (Ishibashi 2012; Gautam i Paudel 2018). Na osnovu realizovanih vrednosti za prve dve statistike testa ( $G_t$  i  $G_a$ ) i odgovarajućih robusnih *p*-vrednosti zaključuje se da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije može odbaciti i to za  $G_t$  statistiku na nivou značajnosti od 5%, a u slučaju  $G_a$  statistike na nivou od 10% (*p*-vrednosti: 0,045 i 0,075). Rezultati druga dva testa ( $P_t$  i  $P_a$ ) takođe ukazuju na odbacivanje nulte hipoteze na osnovu čega se potvrđuje da postoji kointegrisanost između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na nivou panela (*p*-vrednosti: 0,055 i 0,037).

Sledi ocenjivanje modela sa korekcijom ravnotežne greške, sa namerom da se utvrdi prilagođavanje dugoročnoj ravnotežnoj vezi. S obzirom da dugoročna veza između varijabli može da bude homogena odnosno heterogena, primenjuju se metod grupnih sredina (engl. *mean group estimator*, MG) i metod združenih grupnih sredina (engl. *pooled mean group estimator*, PMG). Prvobitno se prikazuju samo rezultati ocenjenih koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške na osnovu MG i PMG metoda, a nakon toga se vrši poređenje dugoročnih veza dobijenih primenom metoda MG, PMG i CCEMG (engl. *common correlated effects mean group estimator*, CCEMG). Izbor između ocena MG i PMG metoda sprovodi se pomoću Hausmanovog

testa koji pod nultom hipotezom pretpostavlja da su obe ocene konzistentne, ali MG ocene neefikasne.

**Tabela 5.18** Ocena koeficijenta modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom MG i PMG metoda

	Korekcija ravnotežne greške		Hausman test
	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	
Metod grupnih sredina	-0,3366	0,000	Statistika testa: 1,06
Metod združenih grupnih sredina	-0,2441	0,000	<i>p</i> -vrednost 0,3038

**Izvor:** Autorski proračun.

Rezultati Hausmanovog testa ukazuju da se nulta hipoteza ne može odbaciti, na osnovu čega se prednost daje ocenama po PMG metodu. Negativna i statistički značajna vrednost koeficijenta korekcije ravnotežne greške u praktičnom smislu podrazumeva da se oko 24,41% odstupanja od ravnotežnog nivoa koriguje u narednom periodu (Tabela 5.18).

Konačan zaključak o uslovljenosti stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa se izvodi nakon ocene dugoročnih veza i u tu svrhu se koriste metodi ocenjivanja heterogenih parametara (PMG, MG, i CCEMG). Primena MG metoda se zasniva na oceni individualnih regresija da bi se potom obrazovao prosek ocenjenih koeficijenata, dok se kod PMG metoda vrši združavanje i uprosečavanje koeficijenata modela (Pesaran i Smith 1995; Pesaran, Shin, i Smith 1999). Takođe, razlika između PMG i MG metoda ogleda se u tome što PMG metod polazi od pretpostavke da su dugoročni koeficijenti nagiba homogeni, a kratkoročni heterogeni po jedinicama posmatranja, dok MG metod pretpostavlja heterogenost i dugoročnih i kratkoročnih koeficijenata.

Imajući i vidu da su jedinice posmatranja veoma povezane sa trgovinskog i finansijskog aspekta, što implicira da su često izložene zajedničkim šokovima, kao i potvrđenu zavisnost uporednih podataka, za ocenu dugoročnih veza upotrebljen je i pristup ocenjivanja koji se zasniva na zajedničkim korelisanim efektima. Analogno metodima koji obrazuju ocene koeficijenata uz zajednične faktore, specifičnost metoda grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim faktorima (CCEMG) ogleda se u eliminisanju neujednačenog uticaja različitih šokova iz modela i potom ocenu regresije koja je proširena prosecima uporednih podataka (Pesaran 2006). Slično kao kod MG

metoda, CCEMG metod izvodi ocene na osnovu proseka individualnih koeficijenata nagiba.

**Tabela 5.19** Ocena dugoročne veze primenom PMG, MG i CCEMG metoda

Zavisna promenljiva: tekući račun	PMG	MG	CCEMG
trgovinska otvorenost	0,0982*** (0,0145)	0,0458* (0,0262)	0,0575** (0,0284)
CSD test			1,440
<i>p</i> -vrednost			(0,150)
Pesaran (CIPS) test			-4,816
<i>p</i> -vrednost			(0,000)

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi.

**Izvor:** Autorski proračun.

Iako svi primenjeni metodi ocenjivanja potvrđuju postojanje dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa, prednost se daje ocenama izvedenim pomoću CCEMG metodu iz razloga što uzima u obzir zavisnost uporednih podataka i heterogeno faktorsko opterećenje. Takođe, na osnovu rezultata testa zavisnosti uporednih podataka na rezidualima iz modela ocenjenog po CCEMG metodu, ne može se odbaciti nulta hipoteza što podrazumeva da je uključenje heterogene faktorske strukture adekvatno obuhvatilo zajedničke neidentifikovane faktore kao uzročnike zavisnosti panela. Potom, primenom Pesaran-ovog CIPS testa utvrđena je stacionarnost reziduala iz ocenjenog modela CCEMG metodom, čime se dodatno potvrđuje adekvatnost ove procedure ocenjivanja. Dakle, na osnovu rezultata ocenjenih heterogenih koeficijenata, proizilazi da stepen trgovinske otvorenosti i tekući račun obrazuju dugoročnu vezu u zemljama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine.

Na osnovu potvrđene dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa, proizilazi da zemlje sa većim stepenom otvorenosti trgovine, na osnovu većeg izvoza u odnosu na uvoz, ostvaruju pozitivan uticaj na bilans robne razmene i postižu brže uravnotežavanje tekućeg računa.

### 5.7.1 Analiza dugoročne veze između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na nivou pojedinačnih zemalja EU

Premda je na nivou Evropske unije potvrđeno postojanje dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa, u narednoj iteraciji se ocenjuju heterogeni koeficijenti korekcije ravnotežne greške i heterogena dugoročna veza po jedinicama posmatranja. Namera je da ispita u kojim zemljama se odvija najbrže odnosno najsporije prilagođavanje dugoročnoj ravnoteži, kao i da se utvrdi da li je u svim članicama EU dugoročna veza statistički značajna. Drugim rečima, budući da je od interesa da se utvrdi u kojim konkretno zemljama stepen trgovinske otvorenosti i tekući račun obrazuje dugoročnu vezu, u nastavku se pored PMG metoda koristi i MG metod, koji, za razliku od PMG metoda, omogućuje ocenjivanje heterogene dugoročne veze. Nakon toga, dugoročna veza po pojedinačnim ekonomijama zajednice ocenjuje se i primenom CCEMG metoda, na osnovu kojeg se i sumiraju konačni zaključci o uticaju višeg stepena otvorenosti trgovine na promene računa tekućih transakcija.

**Tabela 5.20** Primena PMG i MG metoda za ocenu heterogenih koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške i heterogene dugoročne veze po jedinicama posmatranja

Zemlja	Korekcija ravnotežne greške (PMG metod)		Korekcija ravnotežne greške (MG metod)		Heterogena dugoročna veza (MG metod)	
	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost
Nemačka	-0,0925	0,363	<b>-0,3541</b>	<b>0,060</b>	<b>0,2412</b>	<b>0,000</b>
Francuska	-0,0515	0,569	<b>-0,2418</b>	<b>0,039</b>	<b>-0,4312</b>	<b>0,027</b>
Italija	-0,1474	0,111	-0,0179	0,891	5,6612	0,896
Belgija	<b>-0,6305</b>	<b>0,077</b>	<b>-0,7857</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,1487</b>	<b>0,000</b>
Holandija	<b>-0,2742</b>	<b>0,056</b>	<b>-0,3869</b>	<b>0,101</b>	<b>0,1707</b>	<b>0,007</b>
Luksemburg	-0,0151	0,815	<b>-0,6788</b>	<b>0,002</b>	<b>-0,0340</b>	<b>0,002</b>
Danska	-0,2813	0,110	-0,2923	0,148	0,1172	0,144
Irska	<b>-0,3009</b>	<b>0,010</b>	-0,2401	0,101	0,1701	0,143
V. Britanija	-0,1101	0,343	<b>-0,3898</b>	<b>0,035</b>	<b>0,2369</b>	<b>0,034</b>
Grčka	-0,1044	0,338	-0,0583	0,643	1,2825	0,683
Portugal	<b>-0,1920</b>	<b>0,023</b>	<b>-0,2966</b>	<b>0,012</b>	<b>0,8249</b>	<b>0,010</b>
Španija	-0,0260	0,816	-0,0261	0,835	0,1231	0,968
Austrija	<b>-0,3021</b>	<b>0,040</b>	<b>-0,3914</b>	<b>0,033</b>	<b>0,1589</b>	<b>0,003</b>
Finska	-0,0649	0,502	-0,1741	0,186	-0,5020	0,200
Švedska	<b>-0,2821</b>	<b>0,055</b>	<b>-0,3441</b>	<b>0,009</b>	<b>0,1527</b>	<b>0,109</b>
Slovenija	-0,1427	0,295	-0,0921	0,542	0,4000	0,510
Slovačka	<b>-0,8182</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,8427</b>	<b>0,000</b>	<b>0,0867</b>	<b>0,001</b>
Mađarska	-0,1286	0,216	-0,1015	0,350	0,3299	0,276
Malta	-0,3183	0,039	-0,2808	0,236	0,1194	0,266



<b>Kipar</b>	<b>-0,5775</b>	<b>0,002</b>	<b>-0,6312</b>	<b>0,004</b>	<b>0,1683</b>	<b>0,065</b>
<b>Poljska</b>	<b>-0,4213</b>	<b>0,003</b>	<b>-0,4819</b>	<b>0,020</b>	0,0664	0,308
<b>Češka</b>	<b>-0,6669</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,8956</b>	<b>0,000</b>	<b>0,0676</b>	<b>0,000</b>
<b>Estonija</b>	-0,2176	0,189	-0,2408	0,211	0,2087	0,409
<b>Letonija</b>	-0,1633	0,474	-0,1526	0,549	-0,1471	0,838
<b>Litvanija</b>	<b>-0,4834</b>	<b>0,031</b>	<b>-0,4853</b>	<b>0,056</b>	0,1015	0,158
<b>Bugarska</b>	<b>-0,2164</b>	<b>0,076</b>	-0,1994	0,190	0,1972	0,650
<b>Rumunija</b>	-0,2359	0,207	-0,2172	0,291	-0,1725	0,688
<b>Hrvatska</b>	-0,1896	0,514	-0,1767	0,618	0,0414	0,951

**Izvor:** Autorski proračun.

Na osnovu predstavljenih rezultata evidentno je da je korekcija prema dugoročnoj ravnoteži primenom oba metoda ocenjivanja potvrđena u Belgiji, Holandiji, Portugalu, Austriji, Švedskoj, Slovačkoj, Kipru, Poljskoj, Češkoj i Litvaniji. Sa druge strane, ocenjeni koeficijenti korekcije ravnotežne greške za Nemačku, Francusku, Luksemburg i Veliku Britaniju po MG metodu pokazuju da se i u ovim zemljama postiže usaglašavanje sa ravnotežnim nivoom. S obzirom da se MG metodom postižu konzistente ocene i u uslovima kada se na osnovu Hausman testa usvoji nulta hipoteza, u nastavku sledi analiza ocenjenih koeficijenata korekcije ravnotežne greške i ocenjenih dugoročnih veza po pojedinačnim zemljama.

Polazeći od empirijskih nalaza u tabeli 5.20, proizilazi da se ocenjeni koeficijenti korekcije ravnotežne greške i dugoročna veza između tekućeg računa i stepena trgovinske otvorenosti razlikuju između zemalja. Belgija, Luksemburg, Slovačka i Češka spadaju u grupu zemalja gde je mehanizam za uspostavljanje ravnotežnog nivoa najviše izražen, odnosno od 65-90% odstupanja se koriguje u narednom periodu i samim tim se dugoročna ravnoteža najbrže postiže u ovim zemljama. Na to ukazuju i ocenjeni koeficijenti dugoročne veze koji su signifikantni na nivou značajnosti od 1% u ovim zemljama. Mehanizam uravnotežavanja je na nivou od 35-65% u Nemačkoj, Holandiji, Velikoj Britaniji, Austriji, Kipru, Poljskoj i Litvaniji, dok je naslabije prilagođavanje (manje od 35%) evidentirano u Fransuskoj, Portugalu i Švedskoj. Sa druge strane, posmatrajući koeficijente dugoročne veze, evidentno je da je dugoročna veza izražena u onim zemljama koje uspevaju da relativno brzo prevaziđu kratkoročne devijacije od ravnotežnog nivoa.

Analizirajući uticaj trgovinske otvorenosti na saldo tekućih transakcija sa aspekta zemalja jezgra i periferije Evrope, proizilazi da je u svim zemljama jezgra (Nemačka, Holandija, Luksemburg, Austrija) ostvareno uravnotežavanje između trgovinske

otvorenosti i tekućeg računa u dugom roku. Kada je reč o perifernim zemljama (Grčka, Italija, Irska, Portugal, Španija), jedino je u Portugalu potvrđen mehanizam za uspostavljanje ravnotežnog nivoa. Odnosno, stepen korekcije ravnotežne greške kao i dugoročna veza jedino u ovoj zemlji pokazuju statističku značajnost na nivou od 5%.

U narednoj iteraciji se sprovodi ocenjivanje dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na osnovu primene CCEMG metoda. Na taj način će se, pored ocene uslovljenosti tekućeg računa i stepena otvorenosti trgovine u dugom roku (Tabela 5.19), utvrditi i odstupanja u odnosu na prethodne rezultate, do kojih dolazi nakon uzimanja u obzir potvrđenu zavisnost uporednih podataka.

**Tabela 5.21** Rezultati ocenjivanja dugoročne veze po zemljama EU primenom CCEMG metoda

Zemlja	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost
Nemačka	0,2747	0,149
<b>Francuska</b>	<b>0,4553</b>	<b>0,085</b>
Italija	0,1881	0,607
Belgija	-0,0098	0,958
<b>Holandija</b>	<b>0,0963</b>	<b>0,024</b>
<b>Luksemburg</b>	-0,0013	<b>0,061</b>
Danska	0,1645	0,451
Irska	-0,0251	0,618
V. Britanija	0,1241	0,592
Grčka	0,1723	0,177
<b>Portugal</b>	<b>0,3669</b>	<b>0,101</b>
Španija	-0,0004	0,998
<b>Austrija</b>	<b>0,2264</b>	<b>0,004</b>
Finska	-0,0836	0,796
Švedska	-0,0695	0,788
Slovenija	0,1643	0,370
Slovačka	0,0113	0,852
Mađarska	-0,0475	0,437
<b>Malta</b>	<b>-0,0376</b>	<b>0,062</b>
Kipar	0,0153	0,795
Poljska	-0,0203	0,862
Češka	0,0802	0,406
Estonija	-0,0380	0,360
<b>Letonija</b>	<b>-0,2287</b>	<b>0,004</b>
Litvanija	0,0038	0,950
Bugarska	-0,0712	0,122
Rumunija	0,0870	0,271
Hrvatska	0,0060	0,945

Izvor: Autorski proračun.

Polazeći od rezultata prikazanih u Tabeli 5.21 evidentno je da se u Holandiji, Austriji i Letoniji potvrđuje dugoročna veza između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na nivou značajnosti od 5%. Takođe, dugoročna veza je potvrđena i u Francuskoj, Luksemburgu, Portugalu i Malti, ali na nivou od 10% značajnosti. Poredeći ocene dugoročnih veza sa rezultatima dobijenih primenom MG metoda (Tabela 5.20) proizilazi da je u okviru zemalja jezgra, jedino u Holandiji i Luksemburgu potvrđena dugoročna uslovljenost stepena otvorenosti trgovine i računa tekućih transakcija nakon primene CCEMG metoda. Sa stanovišta zemalja periferije Evrope rezultati se razlikuju u pogledu nivoa statističke značajnosti ocenjenog koeficijenta dugoročne veze. Odnosno, primenom oba metoda utvrđeno je postojanje dugoročne veze jedino u Portugalu, s tim što je na osnovu MG metoda dugoročna veza potvrđena na nivou od 5%, a nakon primene CCEMG metoda na nivou od 10% značajnosti.

## **5.8 Analiza uslovljenosti fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa**

Postoji više mehanizama posredstvom kojih fiskalna politika ostvaruje uticaj na promene salda tekućih transakcija. Prvo, primena fiskalne ekspanzije i rast državne potrošnje po tom osnovu podrazumeva i povećanje tražnje, s tim što se jedan deo uvećane nacionalne apsorpcije zadovoljava iz uvoza, čime se pogoršava stanje tekućeg računa. Zatim, zaduživanje vlade u tekućem periodu utiče na povećanje poreskih opterećenja u budućnosti čime se neminovno menja odnos investicija i štednje, pa promena bilansa robnih tokova može da nastupi po tom osnovu. Odnosno, u uslovima permanentne eksterne neravnoteže, privlačenje stranog kapitala po osnovu emitovanja državnih obveznica podrazumeva povećanje kamatnih stopa, koja se dalje nepovoljno odražavaju na akumulaciju spoljnog duga i rast kamatnih plaćanja koja padaju na teret budućih generacija (Holmes, Otero, i Panagiotidis 2010). Premda priliv inostranog kapitala olakšava finansiranje deficita tekućeg računa, u isto vreme nastupa povećanje tražnje za nacionalnom valutom što implicira njenu apresijaciju sa negativnim posledicama na račun robnih transakcija. Drugim rečima, porast cene izvoza u inostranoj valuti i pad cene uvoza u domaćoj valuti rezultira povećanjem uvoza odnosno smanjenjem izvoza što se manifestuje na produbljivanje deficita tekućeg računa.

Polazeći od kompleksnosti odnosa fiskalnog i trgovinskog deficita, poslednja istraživačka hipoteza upravo se odnosi na uslovljenost deficita tekućeg računa promenama fiskalnog deficita u Evropskoj uniji, odnosno, ispituje postojanje dvostrukog deficita. Budući da je primenom testova jediničnog korena odbačena hipoteza koja pretpostavlja stacionarnost (Tabela 5.4), dalji tok testiranja podrazumeva ispitivanje kointegrisanosti fiskalnog deficita i tekućeg računa primenom Pedroni i Westerlund testova kointegracije. Kao što je primenjeno prilikom analize uticaja stepena trgovinske otvorenosti na tekući račun, prethodno se sprovode Granger i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti, kako bi se ispitala slaba egzogenost regresora od koje polaze testovi kointegracije.

**Tabela 5.22** Granger-ov i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti između fiskalnog deficita i tekućeg računa

Hipoteze testa:	fiskalni deficit → tekući račun
<i>Granger-ov test uzročnosti</i>	
H <sub>0</sub> : ne postoji uzročnost H <sub>1</sub> : uzročnost postoji	F-statistika: 6,62 p-vrednost: 0,010
<i>Dumitrescu&amp;Hurlin test uzročnosti</i>	
H <sub>0</sub> : ne postoji uzročnost H <sub>1</sub> : uzročnost postoji za makar jednu jedinicu posmatranja	W- statistika: 2,798 $\bar{Z}$ - statistika: 5,048 p-vrednost: 0,001

**Izvor:** Autorski proračun.

Empirijski nalazi primene Granger testa na prvim diferencama varijabli ( $p$ -vrednost: 0,010) sugerišu odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju uzročnosti za ceo panel i potvrđuju da uzročnost ide iz pravca fiskalnog deficita ka deficitu tekućeg računa (Tabela 5.22). Takođe, rezultati Dumitrescu&Hurlin testa uzročnosti ukazuju da se hipoteza o nepostojanju uzročnosti ponovo može odbaciti, odnosno da je uzročnost potvrđena za makar jednu jedinicu posmatranja ( $p$ -vrednost: 0,001). Ocenjeni smer uzročnosti između fiskalnog deficita i tekućeg računa je značajan sa stanovišta ispitivanja prisustva slabe egzogenosti regresora, i zahteva primenu testova kointegracije u nastavku.

Inicijalno se primenjuje Pedroni test kointegracije, nakon čega se kointegrisanost između fiskalnog deficita i tekućeg računa ispituje i na osnovu Westerlund testa, budući da uzima u obzir zavisnost uporednih podataka izračunavanjem robusnih  $p$ -vrednosti. Iz

razloga koji su navedeni u delu ispitivanja kointegracione veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa, komponenta trenda ni ovde nije uključena.

**Tabela 5.23** Pedroni test kointegracije između fiskalnog deficita i tekućeg računa

Kointegracione statistike	Neponderisana statistika	<i>p</i> -vrednost	Ponderisana statistika	<i>p</i> -vrednost
<b>Panel kointegracione statistike</b>				
Panel <i>v</i>	-0,8792	0,8103	-0,7413	0,8214
Panel <i>rho</i>	0,1397	0,5556	-0,3957	0,6538
Panel PP	-1,8934	0,0291	-1,4326	0,0760
Panel ADF	-2,4606	0,0069	-2,0598	0,0197
<b>Kointegracione statistike grupnih sredina</b>				
Panel <i>rho</i>	1,9100	0,9719		
Panel PP	-0,7594	0,2238		
Panel ADF	-0,8016	0,0358		

**Izvor:** Autorski proračun.

Rezultati prve dve kointegracione statistike (panel *v* i panel *rho*, ponderisane i neponderisane) koje se zasnivaju na združivanju autoregresionih koeficijenata unutar dimenzije, prilikom provere stacionarnosti ocenjenih reziduala ukazuju na prihvatanje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije. Međutim, rezultati za neparametarsku panel PP statistiku upućuju na odluku o odbacivanju nulte hipoteze o nepostojanju kointegriranosti i to na nivou statističke značajnosti od 5% za neponderisanu statistiku, odnosno na nivou od 10% za ponderisanu statistiku. Dobijeni nalazi za parametarsku ADF statistiku upućuju na odbacivanje nulte hipoteze na nivou značajnosti od 5% za obe statistike, neponderisanu i ponderisanu. Slično, dobijeni nalazi izvedenih statistika grupnih sredina koje se baziraju na heterogenim autoregresionim koeficijentima, takođe ne pružaju jednoobrazne zaključke u pogledu usvajanja odnosno odbacivanja nulte hipoteze. Prve dve statistike (panel *rho* i panel PP) ukazuju da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije ne treba odbaciti, dok vrednost treće statistike testa (panel ADF) sugeriše da kointegracija postoji za makar jednu jedinicu panela (Tabela 5.23). Dodatna provera kointegriranosti fiskalnog deficita i tekućeg računa se sprovodi primenom Westerlund testa kointegracije koji pripada grupi testova druge generacije i uzima u obzir zavisnost panela (Tabela 5.24).

**Tabela 5.24** Westerlund test kointegracije između fiskalnog deficita i tekućeg računa

Statistika	Vrednost	Z-vrednost	<i>p</i> -vrednost	<i>p</i> -vrednost (metod: reuzorkovanja)
<b>G<sub>t</sub></b>	-1,300	6,944	0,988	0,947
<b>G<sub>a</sub></b>	-2,496	7,404	0,896	<b>0,063</b>
<b>P<sub>t</sub></b>	-11,013	0,118	0,575	<b>0,000</b>
<b>P<sub>a</sub></b>	-5,609	2,868	0,998	<b>0,003</b>

AIC kriterijum, prosečan broj docnji: 3

AIC kriterijum, prosečan broj budućih vrednosti: 1

**Napomena:** Broj docnji i budućih vrednosti određen je primenom Akaikeovog informacionog kriterijuma. Verovatnoće prikazane u poslednjoj koloni su dobijene primenom metoda reuzorkovanja sa 400 ponavljanja.

**Izvor:** Autorski proračun.

Na osnovu realizovanih vrednosti statistika testa ( $G_a$ ,  $P_t$ ,  $P_a$ ) i robusnih  $p$ -vrednosti u Tabeli 5.24 može se reći da postoji kointegrisanost između fiskalnog deficita i tekućeg računa. Prve dve statistike testa ( $G_t$  i  $G_a$ ) koji proveravaju postojanje kointegrisanosti za makar jednu jedinicu panela ukazuju da zaključak o postojanju kointegracije nije jedinstven, budući da se u prvom slučaju nulta hipoteza prihvata, a u drugom odbacuje na nivou od 10% signifikantnosti ( $p$ -vrednosti: 0,947 i 0,063). Sa druge strane, izvedene statistike druga dva testa ( $P_t$  i  $P_a$ ) gde se pod alternativnom hipotezom pretpostavlja kointegrisanost između fiskalnog deficita i tekućeg za sve jedinice panela, upućuju na odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije i to na nivou statističke značajnosti od 1% ( $p$ -vrednosti: 0,000 i 0,003). Dodatno, na osnovu sprovedene Monte Karlo simulacije pokazano je da  $P_t$  i  $P_a$  statistike imaju veću snagu u odnosu na  $G_t$  i  $G_a$ , što ide u prilog zaključku u postojanju kointegracije na osnovu  $P_t$  i  $P_a$  kointegracionih statistika (Westerlund 2007a).

S obzirom na potvrđenu kointegrisanost i imajući u vidu da kratkoročna dinamika kointegriranih varijabli prevažodno podrazumeva varijacije oko ravnotežnog nivoa, sa namerom da se oceni brzina prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži, naredni korak podrazumeva ocenjivanje modela sa korekcijom ravnotežne greške.

**Tabela 5.25** Ocena koeficijenta modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom MG i PMG metoda

	Korekcija ravnotežne greške		Hausman test
	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	
Metod grupnih sredina	-0,2509	0,000	Statistika testa: 3,58
Metod združenih grupnih sredina	-0,1347	0,000	<i>p</i> -vrednost: 0,0584

Izvor: Autorski proračun.

Na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 5.25 proizilazi da ocenjeni koeficijenti ravnotežne greške zadovoljavaju inicijalne kriterijume da su negativni, imaju vrednost manju od jedinice i signifikantni su na nivou značajnosti od 1%. Prema predstavljenim nalazima Hausman testa nulta hipoteza o homogenim parametrima dugoročne veze se odbacuje na nivou značajnosti od 10%. Time se ukazuje na nekonzistentnost ocena izvedenih PMG metodom, odnosno, prednost se daje ocenama koje su dobijene primenom MG metoda. Polazeći od ocenjenog koeficijenta korekcije ravnotežne greške, može se reći da se oko 25,09% odstupanja od ravnotežnog nivoa koriguje u narednom periodu.

Konačno opredeljenje o egzistiranju dvostrukog deficita u zemljama Evropske unije formira se na osnovu ocene dugoročnih veza između fiskalnog deficita i tekućeg računa primenom MG, PMG i CCEMG procedure. Oslanjajući se na karakteristike pojedinačnih metoda ocenjivanja koje su izložene u metodološkom delu disertacije i dodatno objašnjene prilikom analize odnosa trgovinskog deficita i tekućeg računa, konačan zaključak o postojanju dvostrukog deficita u EU izvodi se na osnovu ocena dobijenih pomoću CCEMG metoda.

**Tabela 5.26** Ocena dugoročne veze između fiskalnog deficita i tekućeg računa primenom PMG, MG i CCEMG metoda

Zavisna promenljiva: tekući račun	PMG	MG	CCEMG
fiskalni deficit	0,7594*** (0,1763)	0,3985** (0,1811)	0,1568 (0,1329)
CSD test <i>p</i> -vrednost			-0,391 (0,696)
Pesaran (CIPS) test <i>p</i> -vrednost			-8,059 (0,000)

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi.

Izvor: Autorski proračun.

Empirijski nalazi u Tabeli 5.26 ukazuju da fiskalni deficit i tekući račun obrazuju dugoročnu vezu primenom PMG i MG, ali ne i CCEMG metoda. Statistička značajnost od 1% odnosi se na ocenu koeficijenata koji je dobijen upotrebom PMG procedure, dok se nakon primene MG metoda potvrđuje postojanje dugoročne veze ali na nivou značajnosti od 5%. Sa druge strane, rezultati primene CCEMG pristupa ukazuju da dugoročna veza nije statistički značajna. Imajući u vidu da metod CCEMG uzima u obzir zavisnost panela (koja je potvrđena prema rezultatima Pesaranovog CD testa), na osnovu dobijenih rezultata po tom metodu sledi konačan zaključak da se hipoteza dvostrukog deficita ne može potvrditi u Evropskoj uniji tokom 1995-2015. godine. Dodatno, primenom testa zavisnosti uporednih podataka i testa jediničnog korena koji se sprovode na rezidualima ocenjenog modela, proizilazi da su zajednički neidentifikovani faktori adekvatno obuhvaćeni, čime se takođe potvrđuje validnost upotrebe CCEMG metoda za izvođenje krajnjih zaključaka.

Iako validnost hipoteze o postojanju dvostrukog deficita nije dokazana na nivou EU kao celine, u nastavku će se upotrebom MG i PMG metoda sagledati da li se i u kojim pojedinačnim zemljama ostvaruje stepen korekcije prema dugoročnoj ravnoteži. Takođe, primenom MG metoda oceniće se heterogena dugoročna veza između tekućeg računa i fiskalnog bilansa. U pitanju je samo preliminarna ocena dugoročne veze, budući da se konačan zaključak o uslovljenosti fiskalnog bilansa i tekućeg računa po pojedinačnim zemljama članicama EU donosi na osnovu CCEMG metoda.

**Tabela 5.27** Primena PMG i MG metoda za ocenu heterogenih koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške i heterogene dugoročne veze po jedinicama posmatranja

Zemlja	Korekcija ravnotežne greške (PMG metod)		Korekcija ravnotežne greške (MG metod)		Heterogena dugoročna veza (MG metod)	
	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost
<b>Nemačka</b>	-0,0130	0,864	-0,0038	0,964	0,5137	0,965
<b>Francuska</b>	-0,0924	0,548	-0,0609	0,722	1,2783	0,846
<b>Italija</b>	-0,0699	0,540	-0,1368	0,306	-0,3549	0,515
<b>Belgija</b>	-0,2511	0,106	-0,2409	0,153	-0,1608	0,888
<b>Holandija</b>	-0,0765	0,431	-0,1459	0,203	-0,5596	0,185
<b>Luksemburg</b>	-0,3001	0,169	-0,3384	0,152	-0,0934	0,914
<b>Danska</b>	-0,0011	0,899	-0,1736	0,200	-0,8764	0,314
<b>Irska</b>	<b>-0,1417</b>	<b>0,032</b>	-0,0169	0,917	0,0917	0,918



<b>V. Britanija</b>	-0,0036	0,968	-0,1841	0,314	0,1117	0,978
<b>Grčka</b>	-0,1251	0,458	-0,0825	0,667	-1,2545	0,829
<b>Portugal</b>	-0,0750	0,516	-0,1532	0,197	0,8293	0,302
<b>Španija</b>	-0,1966	0,001	-0,0737	0,509	-0,9787	0,479
<b>Austrija</b>	<b>-0,2183</b>	<b>0,022</b>	<b>-0,1799</b>	<b>0,092</b>	0,2148	0,186
<b>Finska</b>	-0,1955	0,167	-0,1988	0,201	0,6509	0,231
<b>Švedska</b>	<b>-0,2261</b>	<b>0,052</b>	<b>-0,2388</b>	<b>0,097</b>	0,6530	0,213
<b>Slovenija</b>	0,1099	0,194	<b>-0,2914</b>	<b>0,083</b>	<b>-1,6879</b>	<b>0,022</b>
<b>Slovačka</b>	<b>-0,6272</b>	<b>0,001</b>	<b>-0,6491</b>	<b>0,002</b>	0,5807	0,229
<b>Mađarska</b>	-0,0815	0,528	-0,1853	0,164	0,7243	0,074
<b>Malta</b>	-0,2106	0,240	-0,0819	0,686	0,6757	0,696
<b>Kipar</b>	-0,1603	0,374	<b>-0,5421</b>	<b>0,005</b>	<b>-1,5982</b>	<b>0,025</b>
<b>Poljska</b>	<b>-0,3719</b>	<b>0,020</b>	<b>-0,4708</b>	<b>0,020</b>	0,0262	0,969
<b>Češka</b>	<b>-0,5960</b>	<b>0,001</b>	<b>-0,5699</b>	<b>0,005</b>	<b>1,0879</b>	<b>0,012</b>
<b>Estonija</b>	-0,0676	0,636	<b>-0,2729</b>	<b>0,081</b>	<b>-0,7720</b>	<b>0,078</b>
<b>Letonija</b>	-0,0820	0,559	<b>-0,3358</b>	<b>0,064</b>	<b>-0,8874</b>	<b>0,050</b>
<b>Litvanija</b>	-0,1766	0,333	<b>-0,3442</b>	<b>0,075</b>	-1,8202	0,213
<b>Bugarska</b>	-0,1095	0,428	<b>-0,2999</b>	<b>0,073</b>	<b>1,5702</b>	<b>0,083</b>
<b>Rumunija</b>	-0,1065	0,555	-1,675363	0,361	-3,4721	0,466
<b>Hrvatska</b>	-0,1373	0,455	<b>-0,565122</b>	<b>0,012</b>	<b>-2,0198</b>	<b>0,018</b>

Izvor: Autorski proračun.

Prema rezultatima po oba metoda ocenjivanja, korekcija prema dugoročnoj ravnoteži ostvaruje u Slovačkoj, Poljskoj i Češkoj (statistička značajnost koeficijenta korekcije na nivou od 5% signifikantnosti). Međutim, primenom PMG metoda proizilazi sa se usaglašavanje sa ravnotežnim nivoom postiže i u Irskoj, Austriji i Švedskoj i to na nivou od 5% značajnosti za Irsku i Austriju i 10% značajnosti za Švedsku. Sa druge strane, rezultati MG metoda pružaju nešto drugačije zaključke (Tabela 5.27). Ocenjena vrednost koeficijenta korekcije ravnotežne greške ukazuje da je konvergencija prema dugoročnoj ravnoteži potvrđena i u Austriji, Švedskoj, Sloveniji, Estoniji, Letoniji, Litvaniji i Bugarskoj na nivou značajnosti od 10%, kao i na Kipru i u Hrvatskoj, ali na nivou od 5% značajnosti. Polazeći od ocenjenih koeficijenata heterogene dugoročne veze, može se zaključiti da je uslovljenost fiskalnog bilansa i tekućeg računa prema MG metodu dokazana u Sloveniji, Kipru, Češkoj, Letoniji i Hrvatskoj na nivou od 5% signifikantnosti, odnosno u Estoniji i Bugarskoj na nivou od 10% signifikantnosti.

S obzirom na prednosti CCEMG metoda u odnosu na MG i PMG metod, koje su detaljnije objašnjene u metodološkom delu disertacije, u nastavku se ocenjuje dugoročna veza između fiskalnog bilansa i tekućeg računa primenom ovog metoda.

**Tabela 5.28** Rezultati ocenjivanja dugoročne veze po zemljama EU primenom CCEMG metoda

Zemlja	Koeficijent	<i>p</i> -vrednost
Nemačka	<b>0,9467</b>	<b>0,000</b>
Francuska	1,7481	<b>0,033</b>
Italija	-0,7451	0,119
Belgija	<b>0,9640</b>	<b>0,095</b>
Holandija	-0,4296	0,324
Luksemburg	0,2324	0,483
Danska	<b>0,8596</b>	<b>0,040</b>
Irska	0,0930	0,413
V. Britanija	0,3747	0,168
Grčka	-0,1970	0,701
Portugal	0,5923	0,168
Španija	-0,1371	0,626
Austrija	<b>0,8133</b>	<b>0,109</b>
Finska	<b>0,5346</b>	<b>0,068</b>
Švedska	0,3091	0,343
Slovenija	-0,1721	0,429
Slovačka	<b>0,4307</b>	<b>0,031</b>
Mađarska	<b>0,6196</b>	<b>0,025</b>
Malta	0,0465	0,877
Kipar	<b>-0,8752</b>	<b>0,022</b>
Poljska	-0,5513	0,396
Češka	0,2283	0,352
Estonija	<b>-0,9969</b>	<b>0,004</b>
Letonija	<b>-0,9202</b>	<b>0,004</b>
Litvanija	0,2399	0,376
Bugarska	1,1696	0,115
Rumunija	-0,2319	0,621
Hrvatska	<b>-0,5534</b>	<b>0,080</b>

Izvor: Autorski proračun.

Na osnovu rezultata po ekonomijama EU, evidentno je da je u određenom broju zemalja dugoročna veza između fiskalnog bilansa i tekućeg računa statistički značajna. Prvo, posmatrajući starije članice EU (EU15), dugoročna veza je potvrđena na nivou značajnosti od 1% u Nemačkoj, u Francuskoj i Danskoj na nivou od 5% značajnosti, i na nivou od 10% signifikantnosti u Belgiji, Austriji i Finskoj.

Sa druge strane, prateći zemlje koje su se priključile EU tokom 2004., 2007. i 2013. godine dugoročna veza postoji u Slovačkoj, Mađarskoj, Kipru, Estoniji, Letoniji i Hrvatskoj (veza je statistički značajna na nivou od 5% u svim zemljama osim u Hrvatskoj gde je potvrđena na nivou značajnosti od 10%). Interesantno je i da su u pitanju članice sa prilično visokim nivoima deficita tekućeg računa u odnosu na GDP koji se kreće u rasponu od 3,75% u Mađarskoj do 6,33% u Estoniji. Budući da je reč o

ekonomijama sa izraženim deficitnim pozicijama tekućeg računa u odnosu na ostale članice EU, proizilazi da potvrđena dugoročna veza između tekućeg računa i fiskalnog bilansa govori u prilog činjenici da je povećanje fiskalnog deficita generisalo i povećanje deficita bilansa tekućih transakcija u ovim zemljama.

## ZAKLJUČAK

Liberalizacijom robnih i kapitalnih transakcija, međunarodne trgovinske aktivnosti postaju važan izvor ekonomskog rasta, čime ostvarivanje eksterne ravnoteže postaje imperativ za većinu zemalja. Ekonomska i finansijska kriza dodatno je aktuelizovala problematiku održivosti deficita tekućeg računa, što je postalo značajno, ne samo ekonomsko, nego i političko pitanje. Na toj osnovi, visok i perzistentan deficit tekućeg računa inicirao je potrebu proučavanja uzroka njegovog nastanka, pre svega u kontekstu analize determinanti koje su doprinele rastućoj divergenciji robnih tokova i generisale visoke trgovinske deficite.

U tom smislu, predmet istraživanja doktorske disertacije odnosi se na analizu perzistentnosti i ispitivanje divergentnih trendova tekućeg računa u članicama Evropske unije u periodu 1995-2015. godine.

Svrha sprovedenog istraživanja je višedimenzionalna. Prvo, uvažavajući različite izvore nastanka deficita, određena je priroda eksterne neravnoteže, u značenju opredeljenja između privremenog i trajnog deficita robnih tokova i ocenjen je stepen perzistentnosti deficita tekućeg računa. Potom, sprovedena je sveobuhvatna analiza makroekonomskih, demografskih, finansijskih i institucionalnih determinanti i evaluiran je pojedinačni doprinos dinamici tekućih transakcija, što je korisno sa aspekta identifikovanja generatora trgovinske neravnoteže. Sledstveno, razdvojen je uticaj strukturnih od cikličnih faktora, s obzirom da delovanje strukturnih faktora ostavlja trajnije posledice na deficit tekućeg računa, u odnosu na okolnosti kada negativan saldo robnih tokova nastaje usled fluktuacija cikličnog karaktera. Na taj način je omogućena procena doprinosa strukturnih i cikličnih komponenti na ukupan saldo tekućeg računa u srednjem odnosno kratkom roku. Imajući u vidu da monetarna unija podrazumeva implementaciju harmonizovane monetarne politike, pažnje je usmerena na uticaj primenjivanih mera fiskalne politike na promenu bilansa robnih tokova, odnosno, izvršena je analiza uticaja fiskalnog deficita na deficit tekućeg računa. Pored sprovedene kointegracione analize panela i ocene dugoročne veze na nivou Evropske unije kao celine, ispitana je i uslovljenost tekućeg računa i fiskalnog bilansa na nivou pojedinačnih zemalja članica. Zatim, na proširenom uzorku sa uključenim zemljama kandidatima potvrđeno je da deficit tekućeg računa u ovim zemljama nije imao

značajniji efekat na povećanje eksterne neravnoteže. To je ujedno i svojevrsna potvrda rezultata ocenjivanja dobijenih na uzorku koji uključuje samo zemlje EU.

Budući da četvrta generacija globalnih neravnoteža obuhvata trgovinske neravnoteže u Evropskoj uniji, prirodno se nametnula potreba sagledavanja specifičnih okolnosti koje su doprinele permanentnom deficitu tekućeg računa u većini zemalja članica. U prvom delu disertacije izložene su različite interpretacije post-kejnzijanske, nove klasične, nove kejnzijanske i marksističke ekonomske misli u pogledu uzroka divergentnih trendova tekućeg računa u zemljama Evropske unije.

Oprečni stavovi pojedinačnih ekonomskih paradigmi ne samo da postoje u smislu tumačenja uzroka neravnoteže trgovinskih transakcija, nego i u pogledu predloženih strategija za prevazilaženje krize na području Evrozone. U tom okviru, pristalice post-kejnzijanskog pravca predlažu formiranje *socijalne Evrope* sa naglaskom na sinhronizovano delovanje monetarne i fiskalne politike i koordinaciju zarada između zemalja. Sa druge strane, predstavnici nove klasične ekonomije ističu da je neodgovorno ponašanje nacionalnih vlada u pojedinim zemljama u velikoj meri povećalo trgovinske distorzije na nivou Evropske unije. Na toj osnovi, zagovara se ideja formiranja *evropske ortodoksije* gde povećanje štednje i deregulacija tržišta rada imaju ključnu ulogu u balansiranju tekućeg računa. Nasuprot tome, sledbenici nove kejnzijanske teorijske misli, apostrofiraju štetnost prekomerne fiskalne štednje uz naglasak da kriza u Evrozoni nije izvorno nastala na osnovu krize državnog duga. Predlaže se sprovođenje *umerenih reformi*, sa namerom da se adekvatnim kombinacijama mera ekspanzivnih politika obezbedi održiv ekonomski rast. Na kraju, pripadnici marksističke ekonomske ideje naglašavaju da je malo verovatna mogućnost potpunog reformisanja evropskih institucija i politika, kako bi se omogućilo svim zemaljama članicama da osete pogodnosti uvođenja zajedničke valute i predlažu ekstremnu strategiju odnosno *progresivno napuštanje* valutne unije. Drugim rečima, smatra se da je način vođenja starteških politika u Evrozoni koncipiran na način da omogući pojedinim ekonomijama da poboljšaju svoju konkurentnost i profitiraju na račun manje razvijenih zemalja.

Pored toga što pojedinačni pravci ekonomske misli nisu postigli konsenzus u pogledu tumačenja eksterne neravnoteže, potreba za kontinuiranom analizom i praćenjem trgovinskih distorzija na nivou Evropske unije ne jenjava, što je evidentno i u

akademskoj i stručnoj literaturi. Pre svega se misli na posledice uvođenja jedinstvene valute koje su nedvosmisleno imale uticaj na bilans tekućih transakcija i sa trgovinskog i sa finansijskog aspekta. U trgovinskom okviru, ispostavilo se da je uvođenje zajedničke valute i odricanje monetarnog suvereniteta u uslovima diverzifikovanih proizvodnih struktura, rezultiralo povećanjem divergentnih trendova tekućih računa između pojedinačnih ekonomija. Bazirajući se na finansijski aspekt, nastupila je liberalizacija kapitalnih tokova, pad transakcionih troškova i smanjenje rizika ulaganja u druge zemlje. Međutim, upravo je finansijska integrisanost zemalja valutne unije omogućila manje razvijenim zemljama da relativno brzo obezbede nedostajuća sredstva kako bi podmirile uvećanu kreditnu ekspanziju i indukovani rast agregatne tražnje po tom osnovu. Sa druge strane, nakon eskaliranja globalne finansijske krize, međunarodne banke i investitori počeli su da povlače kapital iz perifernih ekonomija.

Na toj osnovi, poseban deo teorijskog dela doktorata uzučavao je pojavu iznenadnog prekida priliva kapitala i preokreta tekućeg računa gde je i pokazano da su se periferne zemlje Evrope u periodu nakon 2008. godine suočile sa četiri epizode iznenadnog priliva kapitala. U skladu sa izvedenim zaključcima, prekomerni nivo zaduženosti, koji su definitivno postojali, u najugroženijim zemljama doveli su u pitanje održivost bankarskog sektora i funkcionisanje nacionalnih vlada koje su zavisile od eksternih izvora finansiranja. To je ugrozilo pojedinačne ekonomije jer su se našle pred velikim problemom servisiranja državnog duga, dok je jedinstvena valuta onemogućila monetarnim vlastima da korekcijom deviznog kursa delimično ublaže neravnotežu bilansa plaćanja.

Dakle, na osnovu detaljne analize eksterne neravnoteže, ispostavilo se kao neosporno da sam način uređenja valutne unije pretpostavlja postojanje asimetričnih trgovinskih tokova, jer podrazumeva ujedinjenje ekonomski heterogenih zemalja koje koriste zajedničku valutu i primenjuju centralizovanu monetarnu politiku. Takođe, postalo je jasno i da sam proces konvergencije nije postavljen na ekonomski opravdanim osnovama, budući da je olakšana dostupnost finansijskih sredstava omogućila pojedinim zemljama odlaganje strukturnih reformi koje su bile neophodne kako bi se makar umanjila razlika između nivoa produktivnosti i konkurentnosti privreda.

Na osnovu svega izloženog, prozilazi da su se trgovinske divergencije između ekonomija Evrope vremenom sve više povećavale, a ne smanjivale, kako je inicijalno

predviđeno osnivanjem valutne unije. Iz tog razloga, ključna orijentacija u istraživanju je usmerena na ispitivanje uzroka trgovinskih neravnoteža i procenu stepena održivosti deficita tekućeg računa u Evropskoj uniji.

Polazeći od izložene svrhe istraživanja, definisane su četiri istraživačke hipoteze koje se proveravaju odgovarajućim metodološkim procedurama.

Pre testiranja definisanih istraživačkih hipoteza, ekonometrijska metodologija primenjena u istraživanju je bila najpre usmerena na iznalaženje odgovora koji faktori su dominantno uticali na generisanje trgovinskih distorzija u Evropskoj uniji. Analiza uticaja pojedinačnih determinanti na promene računa tekućih transakcija zasnovana je na primeni dinamičkih metoda panela i sprovodi se razdvajanjem uticaja strukturnih i cikličnih faktora na robne transakcije. Sa namerom da se oceni uticaj strukturnih komponenti na dinamiku tekućeg računa u srednjem roku formirani su petogodišnji proseci podataka, dok su efekti cikličnih determinanti ispitani na podacima koji predstavljaju jednogodišnja odstupanja od petogodišnjih proseka.

Analizi eksterne neravnoteže sa aspekta doprinosa strukturnih i cikličnih komponenti, prethodilo je ocenjivanje dinamičke specifikacije panela primenom sistemskog GMM metoda i metoda kvazi maksimalne verodostojnosti kako bi se sagledao ukupan efekat odabranih determinanti na neravnoteže trgovinskih tokova u Evropskoj uniji i testirala hipoteza o perzistentnosti tekućeg računa. Rezultati primenjenih procedura ocenjivanja ukazali su da iz grupe makroekonomskih faktora najveći uticaj na tekući račun ostvarili kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti, strane direktne investicije i odnosi razmene. Proširujući analizu uključivanjem demografskih, finansijskih i institucionalnih komponenti potvrđeno je da su stopa rasta populacije, stopa zavisnosti stanovništva prema godinama starosti, odobreni krediti privatnom sektoru i pokazatelj efikasnosti vlade takođe imali značajan uticaj na bilans tekućih transakcija u zemljama Evropske unije.

Sa druge strane, rezultati ocenjivanja efekata strukturnih i cikličnih faktora ukazali su na to da su fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a, stepen trgovinske otvorenosti i strane direktne investicije imali izražen uticaj na promenu bilansa tekućih transakcija u srednjem roku. U pogledu demografskih, finansijskih i institucionalnih determinanti, stopa zavisnosti starije populacije, stopa rasta stanovništva, indeks kapitalne otvorenosti

i pokazatelj efikasnosti vlade takođe spadaju u grupu faktora koji su imali značajan uticaj na promene robnih tokova na srednji rok. Prema rezultatima ocenjivanja efekata cikličnih faktora zaključeno je da su kretanje tekućeg računa iz prethodnog perioda, fiskalni bilans, stopa rasta GDP-a i pokazatelj odobrenih kredita privatnom sektoru ostvarili signifikantan uticaj na promene tekućeg računa u kratkom roku na nivou značajnosti od 5%.

Prva hipoteza o naglašenoj perzistentnosti tekućeg računa u evropskim zemljama u periodu 1995-2015. prvobitno je testirana na osnovu statističke značajnosti uticaja tekućeg računa sa pomakom od jednog perioda na njegovu aktuelnu vrednost u dinamičkoj specifikaciji panela, ocenjenoj uopštenim metodom momenata i metodom kvazi maksimalne verodostojnosti. Potom, kako bi se formirao konačan zaključak o stepenu *perzistentnosti eksterne ravnoteže* primenjen je model dinamičke kvantilne panel regresije čime je omogućena analiza potencijalnog heterogenog uticaja tekućeg računa sa pomakom od više od jednog perioda na trenutni saldo robnih transakcija. Svrha primene ovog metoda je i sagledavanje potencijalne varijabilnosti u dinamici konvergencije tekućeg računa ravnotežnom nivou tokom vremena i između zemalja, što je definisano kao predmet testiranja *druge hipoteze*.

Budući da su rezultati primene modela dinamičke kvantilne regresije ukazali na izraženu statističku značajnost tekućih transakcija na prvoj docnji na svim definisanim kvantilima i tekućeg računa na drugoj docnji na većem broju kvantila, izvodi se zaključak da tekući račun karakteriše naglašena perzistentnosti u zemljama Evropske unije za period od 1995. do 2015. godine. Takođe, pored činjenice da se prosečna vrednost tekućeg računa razlikuje po zemljama članicama, iz prethodnog sledi da tekući račun na nivou Evropske unije nije postigao ravnotežu trgovinskih tokova na dugi rok. Na osnovu sprovedenih analiza, može se zaključiti da zemlje Evropske unije nisu uspele da, nakon kako eksternih, tako i internih turbulencija obezbede dugoročnu ravnotežu tekućeg računa.

Testiranje *treće hipoteze* motivisano je potrebom da se ispita da li zemlje sa višim stepenom trgovinske otvorenosti brže uravnotežavaju tekući račun, odnosno da se utvrdi da li postoji dugoročna veza između stepena trgovinske otvorenosti i promene robnih tokova kako na nivou Evropske unije kao celine, tako i sa aspekta zemalja članica. S obzirom na to da je stepen trgovinske otvorenosti izražen kao zbir izvoza i uvoza u



odnosu na bruto domaći proizvod, jasno je da je za svaku ekonomiju poželjno da ima razvijen izvozni sektor i to prvenstveno finalnih proizvoda, jer se na taj način obezbeđuje pozitivan uticaj na saldo tekućih transakcija. Imajući u vidu da se proveru treće hipoteze inicijalno zasniva na primeni kointegracione analize u panelu, u svrhe ispitivanja postojanja dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa, upotrebljeni su metodi ocenjivanja heterogenih parametara (metod grupnih sredina, metod združenih grupnih sredina i metod ocenjivanja sa zajedničkim koreliranim efektima). Pored ocene dugoročne veze za sve jedinice panela, primenjen metodološki pristup pruža mogućnost i ocene heterogene dugoročne veze i na taj način je utvrđeno u kojim pojedinačnim ekonomijama stepen trgovinske otvorenosti ostvaruje najveći uticaj na saldo tekućeg računa.

Rezultati primenjene procedure potvrdili su postojanje dugoročne veze između stepena trgovinske otvorenosti i tekućeg računa na osnovu čega proizilazi zaključak da je uticaj dinamike izvoza i uvoza na tekući račun izraženiji u zemljama koje karakteriše viši stepen trgovinske otvorenosti. Bazirajući se na pojedinačnim heterogenim vezama, verifikovan je prethodno izveden zaključak i pokazano je da su zemlje sa visokim stepenom trgovinske otvorenosti (Nemačka, Belgija, Holandija, Luksemburg, Austrija), po osnovu višeg izvoza u odnosu na uvoz, uspele da dostignu suficitne pozicije tekućeg računa.

Pored toga što se na osnovu ocenjenih dinamičkih specifikacija može utvrditi signifikantnost uticaja fiskalnog deficita na deficit tekućeg računa, konačan zaključak o validnosti *četvrte hipoteze* o postojanju dvostrukog deficita u zemljama Evrope izveden je nakon primene testova kointegracije i metoda ocenjivanja heterogenih parametara u modelima panela. U tom kontekstu, upotrebljeni su Pedroni i Westerlund test, gde se nakon odbacivanja nulte hipoteze o nepostojanju kointegracije pristupilo ocenjivanju koeficijenta modela sa korekcijom ravnotežne greške, sa namerom da se sagleda stepen usaglašavanja prema dugoročnoj ravnoteži u uslovima postojanja kratkoročnih odstupanja. Dodatno, primenom metoda ocenjivanja heterogenih parametara proverilo se postojanje dugoročne veze između fiskalnog deficita i deficita tekućeg računa.

Rezultati ocenjene dugoročne veze primenom metode sa zajedničkim koreliranim efektima upućuju na zaključak da se hipoteza o postojanju dvostrukog deficita ne može potvrditi na nivou Evropske unije kao celine. Sa druge strane, analiza po pojedinačnim

zemljama članicama je pokazala da u određenim ekonomijama ipak postoji dugoročna uslovljenost tekućeg računa i fiskalnog bilansa.

Premda je izazov daljeg proučavanja i praćenja tekućeg računa i dalje prisutan, sprovedeno istraživanje ima svoj teorijski i metodološki doprinos kao i praktičnu primenu u smislu preporuka kreatorima ekonomskih politika.

*Teorijski* doprinos disertacije ogleda se u detaljnom i sveobuhvatnom pristupu genezi trgovinskih neravnoteža u Evropskoj uniji. Pre svega se misli na posledice uvođenja jedinstvene valute i primene harmonizovane monetarne politike, kao najviših nivoa ekonomske integrisanosti zemalja članica. Prema tome, ključni segmenti i doprinos istraživanja mogli bi da se posmatraju sa tri aspekta:

(i) ispitivanje postojanja divergentnih trendova tekućeg računa i perzistentnosti eksterne neravnoteže do sada nisu razmatrani na uzorku koji obuhvata sve ekonomije Evropske unije;

(ii) opsežna i kompleksna analiza uticaja determinanti tekućeg računa, a posebno ispitivanje doprinosa institucionalnih komponenti produbljivanju eksterne neravnoteže, što takođe nije dovoljno tematizovano u empirijskoj literaturi;

(iii) originalnost sprovedenog istraživanja zasniva se i na analizi uticaja trgovinskih deficita u zemljama kandidatima na saldo tekućeg računa u Evropskoj uniji, s obzirom na činjenicu da uticaj zemalja kandidata na eksternu neravnotežu u Evropskoj uniji nije proučavan u dosadašnjim istraživanjima.

Sa *metodološkog* stanovišta, u odnosu na postojeće stanje u literaturi, doprinos disertacije odnosi se na primenu savremenih metoda i modela panela, gde se pre svega misli na metod kvazi maksimalne verodostojnosti kao i model dinamičke kvantilne panel regresije koji do sada nije primenjivan u analizi perzistentnosti tekućeg računa, kao ni prilikom praćenja eventualnog heterogenog uticaja odabranih faktora na njegovu dinamiku na definisanim tačkama raspodele. U tom kontekstu, upotreba dinamičke kvantilne regresije motivisana je potrebom da se oceni potencijalni diverzifikovan uticaj razmatranih faktora na saldo tekućih transakcija od najnižih do najviših kvantila. Sprecificnost sprovedenog istraživanja ogleda se i u primenjenom pristupu prilikom ispitivanja uticaja stepena trgovinske otvorenosti na promene robnih tokova, i u upotrebi savremenih metoda ocenjivanja (metod grupnih sredina, metod združenih grupnih sredina i metod sa zajedničkim korelisanim efektima) prilikom ispitivanja dugoročne

veze na nivou Evropske unije kao celine, odnosno heterogene veze po pojedinačnim zemljama članicama.

Značaj sprovedenog istraživanja, u kontekstu ekonomskih implikacija i *praktične primene*, ogleda se u identifikaciji determinanti tekućeg računa koje su dominantno opredelile divergentne trendove bilansa tekućih transakcija u Evropskoj uniji tokom posmatranog perioda. Izolovani pozitivni, odnosno negativni uticaji i tendencije navedenih determinanti, prikazani i elaborirani u radu, u funkciji su donošenja odgovarajućih mera od strane kreatora ekonomske politike.

Na osnovu izvedenih zaključaka proizilazi potreba racionalnog planiranja budžetske potrošnje bez generisanja prevelikih deficita i na toj osnovi povećanja nivoa zaduženosti što prirodno iziskuje rast kamatnih stopa kako bi se prikupila nedostajuća sredstva. Sa druge strane, povećanje troškova zaduživanja preliiva se na rast poreskog opterećenja što se dalje odražava na nivo dohotka, životnog standarda i u krajnjoj instanci na budući rast bruto domaćeg proizvoda. Evidentno je, dakle, da se u najugroženijim ekonomijama zajednice, potreba za promenom vodećeg obrasca fiskalne politike ispostavila kao nužnost.

S obzirom na činjenicu da monetarna i fikalna politika predstavljaju najznačajnije poluge makroekonomske politike svake zemlje, nakon sprovedenog istraživanja ostala je dilema da li je centralizovana monetarna politika najviše doprinela povećanju trgovinskih neravnoteža, ili je, sa druge strane, i neodgovorno vođenje fiskalne politike generisalo neodržive deficite robnih transakcija.

Premda se pokazalo kao izvesno da je limitirana sposobnost primene tradicionalnih mehanizama monetarne transmisije u valutnoj uniji značajno ograničila domene monetarne politike u procesu redukcije deficita tekućeg računa, ostaje pitanje da li bi adekvatnija koordinacija i usaglašenost vođenja monetarne i fiskalne politike postigle zapaženije rezultate na području smanjenja eksterne neravnoteže. Ovde se ne misli na stroga opredeljenja između ekspanzivnih i kontrakcionih politika na nivou Evropske unije, nego na prilagođavanje konkretnih mera u izrazu kamatne stope, ponude novca, poreskog opterećenja i državne potrošnje specifičnim okolnostima koje egzistiraju na nivou nacionalnih ekonomija.

## Literatura

- Abbas, S. M. Ali, Jacques Bouhga-Hagbe, Antonio J. Fatas, Paolo Mauro, and Ricardo C. Velloso.** 2011. "Fiscal Policy and the Current Account." *IMF Economic Review*, 59(4): 603-629.
- Adalet, Muge, and Barry Eichengreen.** 2007. "Current Account Reversals: Always a Problem?" In *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, ed. Richard H. Clarida, 205-246. Chicago: University of Chicago Press.
- Afonso, Antonio, and Christophe Rault.** 2009. "Bootstrap Panel Granger Causality between Government Budget and External Deficits for the EU." *Economics Bulletin*, 29(2): 1027-1034.
- Aglietta, Michel, Jean Chateau, Jacky Fayolle, Michel Juillard, Jacques Le Cacheux, Gilles Le Garrec, and Vincent Touzé.** 2007. "Pension Reforms in Europe: An Investigation With a Computable OLG World Model." *Economic Modelling*, 24(3): 481-505.
- Ahearne, Alan G., Birgit Schmitz, and Jürgen von Hagen.** 2007. "Current Account Imbalances in the Euro Area." Center for Social and Economic Research, Network Studies and Analysis 345.
- Ahn, Seung C., and Peter Schmidt.** 1995. "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data." *Journal of Econometrics*, 68(1): 5-28.
- Alesina, Alberto, Silvia Ardagna, Guiseppe Nicoletti, and Fabio Schiantarelli.** 2005. "Regulation and Investment." *Journal of the European Economic Association*, 3(4): 791-825.
- Alessandrini, Pietro, Michele Fratianni, Andrew Hughes Hallerr, and Andrea F. Presbitero.** 2014. "External Imbalances and Fiscal Fragility in the Euro Area." *Open Economies Review*, 25(1): 3-34.
- Alvarez, Javier, and Manuel Arellano.** 2003. "The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators." *Econometrica*, 71(4): 1121-1159.
- Amiti, Mary, Oleg Itskhoki, and Jozef Konings.** 2014. "Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect." *American Economic Review*, 104(7): 1942-1978.

- Anderson, T. W., and Cheng Hsiao.** 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 76(375): 598-606.
- Anderton, Robert, and Boele Bonthuis.** 2015. "Downward Wage Rigidities in the Euro Area." University of Nottingham Research Paper 2015/09.
- Andrade, Joao S., Adelaide Duarte, and Marta Simoes.** 2014. "A Quantile Regression Analysis of Growth and Convergence in the EU: Potential Implications for Portugal." *Notas Económicas*, 39: 48-71.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond.** 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
- Arellano, Manuel, and Olympia Bover.** 1995. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.
- Arestis, Philip, and Theodore Pelagidis.** 2010. "Absurd Austerity Policies in Europe." *Challenge*, 53(6): 54-61.
- Argyrou, Michael G., and Georgios Chortareas.** 2008. "Current Account Imbalances and Real Exchange Rates in the Euro Area." *Review of International Economics*, 9(5): 747-764.
- Aristovnik, Aleksander.** 2006. "The Determinants and Excessiveness of Current Account Deficit in Eastern Europe and the Former Soviet Union." William Davidson Institute Working Paper 827.
- Aristovnik, Aleksander, and Sandra Djurić.** 2010. "Twin Deficit and the Feldstein-Horioka Puzzle: A Comparison of the EU Member States and Candidate Countries." Munich Personal RePEc Archive Working Paper 24149.
- Atoyan, Ruben, Jonathan Manning, and Jesmin Rahman.** 2013. "Rebalancing: Evidence from Current Account Adjustment in Europe." International Monetary Fund Working Paper 13/74.
- Bai, Jushan, and Pierre Perron.** 1998. "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes." *Econometrica*, 66(1): 47-78.
- Bai, Jushan, and Serena Ng.** 2004. "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration." *Econometrica*, 72(4): 1127-1177.

- Bai, Jushan, and Josep L. Carrion-i-Silvestre.** 2009. "Testing Panel Cointegration with Unobservable Dynamic Common Factors." Munich Personal RePEc Archive Working Paper 35243.
- Baker, Matthew.** 2016. "Qregpd: Stata Module to Perform Quantile Regression for Panel Data." Statistical Software Components S458157.
- Baldwin, Richard, Thorsten Beck, Agnes Benassy-Quere, Olivier J. Blanchard et al.** 2015. "Rebooting the Eurozone: Step 1 Agreeing a Crisis Narrative." Centre for Economic Policy Research Policy Insight 85.
- Baltagi, Badi H., and James M. Griffin.** 1988. "A Generalized Error Component Model with Heteroscedastic Disturbances." *International Economic Review*, 29: 745-753.
- Baltagi, Badi H., and Qi Li.** 1995. "Testing AR(1) against MA(1) Disturbances in an Error Component Model." *Journal of Econometrics*, 68(1): 133-151.
- Baltagi, Badi H.** 2008. *Econometric Analysis of Panel Data. 4th ed.* Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Banerjee, Anindya, and Josep L. Carrion-i-Silvestre.** 2014. "Testing for Panel Cointegration Using Common Correlated Effects Estimators." University of Birmingham Department of Economics Discussion Paper 15-02.
- Barbieri, Laura.** 2006. "Panel Unit Root Tests: A Review." *Serie Rossa: Economia - UCSC Piacenza*, 43: 1-53.
- Barnes, Sebastian, Jeremy Lawson, and Artur Radziwill.** 2010. "Current Account Imbalances in the Euro Area: A Comparative Perspective." Organization for Economic Co-operation and Development Economics Department Working Paper 826.
- Barro, Robert J.** 1989. "The Ricardian Approach to Budget Deficit." *Journal of Economic Perspectives*, 3(2): 37-54.
- Baum, Christopher F.** 2001. "Residual Diagnostics for Cross-Section Time Series Regression Models." *Stata Journal*, 1(1): 101-104.
- Bayo-Rubio, Oscar, Carmen Díaz-Roldán, and Vicente Esteve.** 2014. "Sustainability of External Imbalances in the OECD Countries." *Applied Economics*, 46(4): 441-449.

- Beetsma, Roel, Massimo Giuliodori, and Franc Klaassen.** 2007. "The Effect of Public Spending Shocks on Trade Balances and Budget Deficit in the European Union." *Journal of the European Economic Association*, 6(2-3): 414-423.
- Belke, Ansgar, and Christian Dreger.** 2011. "Current Account Imbalances in the Euro Area: Catching Up or Competitiveness?" DIW Discussion Paper 1106.
- Belke, Ansgar, and Christian Dreger.** 2013. "Current Account Imbalances in the Euro Area: Does Catching Up Explain the Development?" *Review of International Economics*, 21(1): 6-17.
- Belke, Ansgar, and Gunther Schnabl.** 2013. "Four Generations of Global Imbalances." *Review of International Economics*, 21(1): 1-5.
- Benassy-Quere, Agnes.** 2015. "Maastricht Flaws and Remedies." In *The Eurozone Crisis: A Consensus View of the Causes and a Few Possible Remedies*, ed. Richard Baldwin i Francesco Giavazzi, 72-85. London: Centre for Economic Policy Research.
- Benetrix, Agustin S., and Philip R. Lane.** 2009. "Fiscal Shocks and the Sectoral Composition of Output." Center for Economic Policy Research Discussion Paper 294.
- Benetrix, Agustin S., Philip R. Lane, and Jay C. Shambaugh.** 2015. "International Currency Exposures, Valuation Effects and the Global Financial Crisis." *Journal of International Economics*, 96(Supplement 1): S98-S109.
- Berger, Helge, and Volker Nitsch.** 2010. "The Euro's Effect on Trade Imbalances." International Monetary Fund Working Paper 10/226.
- Berhane, Kehsay.** 2018. "The Role of Financial Development and Institutional Quality in Economic Growth in Africa in the Era of Globalization." In *Determinants of Economic Growth in Africa*, ed. Almas Heshmati, 149-196. Palgrave Macmillan.
- Bernanke, Ben S.** 2005. "The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit." Speech at the Sandridge Lecture, Virginia Association of Economics, Richmond, Virginia, March 10.
- Bernanke, Ben S.** 2015. "Why Are Interest Rates so Low, Part 3: The Global Savings Glut." Ben Bernanke's blog, Brookings Institution, April 1.

- Biroli, Pietro, Gilles Mourre, and Alessandro Turrini.** 2010. "Adjustment in the Euro Area and Regulation of Product and Labor Markets: An Empirical Assessment." European Commission Economic Paper 428.
- Blanchard, Olivier, and Francesco Giavazzi.** 2002. "Current Account Deficit in the Euro Area: The end of the Feldstein-Horioka Puzzle?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 33(2): 147-210.
- Blanchard, Olivier.** 2007. "Adjustment within the Euro. The Difficult Case of Portugal." *Portuguese Economic Journal*, 6(1): 1-21.
- Blanchard, Olivier, and Gian Maria Milesi-Ferretti.** 2009. "Global Imbalances: In Midstream?" International Monetary Fund Staff Position Note 09/29.
- Bluedorn, John, and Daniel Leigh.** 2011. "Revisiting the Twin Deficit Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account." *IMF Economic Review*, 59(4): 582-602.
- Blundell, Richard, and Stephen Bond.** 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.
- Böing, Tobias, and Georg Stadtmann.** 2016. "Competitiveness and Current Account Adjustments in the Euro Area." European University of Viadrina Frankfurt (Oder), Department of Business Administration and Economics Discussion Paper 382.
- Bonatti, Luigi, and Andrea Fracasso.** 2013. "The German Model and the European Crisis." *Journal of Common Market Studies*, 51(6): 1023-1039.
- Bond, Stephen.** 2002. "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice." Centre for Micro Data Methods and Practice Working Paper 09/02.
- Borio, Claudio, and Philip Lowe.** 2002. "Assessing the Risk of Banking Crisis." *Bank for International Settlements Quarterly Review*, (December): 43-54.
- Borio, Claudio.** 2012. "The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?" Bank for International Settlements Working Paper 395.
- Boswijk, H. Peter, and Jean-Pierre Urbain.** 1997. "Lagrange Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis." *Econometric Reviews*, 16(1): 21-38.



- Bouakez, Hafedh, and Takashi Kano.** 2008. "Terms of Trade and Current Account Fluctuations: The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited." *Journal of Macroeconomics*, 30(1): 260-281.
- Brancaccio, Emiliano.** 2012. "Current Account Imbalances, the Eurozone Crisis and a Proposal for a 'European Wage Standard'." *International Journal of Political Economy*, 41(1): 47-65.
- Breusch, Trevor, and Adrian Pagan.** 1980. "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics." *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
- Brissimis, Sophocles N., George Hondroyannis, Christos Papazoglou, Nicholas T. Tsaveas, and Melina A. Vasardani.** 2013. "The Determinants of Current Account Imbalances in the Euro Area: A Panel Estimation Approach." *Economic Change and Restructuring*, 46(3): 299-319.
- Bun, Maurice J. G., and Frank Windmeijer.** 2010. "The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models." *The Econometrics Journal*, 13(1): 95-126.
- Bussière, Matthieu, Marcel Fratzscher, and Gernot J. Müller.** 2004. "Current Account Dynamics in OECD and EU Acceding Countries: An Intertemporal Approach." European Central Bank Working Paper 311.
- Caivano, Giuseppe, and Nicola D. Coniglio.** 2016. "Long-Run Drivers of Current Account Imbalances in the EU: The Role of Trade Openness." Southern Europe Research in Economic Studies Working Paper 03/2016.
- Calderon, Cesar, Alberto Chang, and Norman Loayza.** 2010. "Determinants of Current Account Deficit in Developing Countries." World Bank Policy Research Working Paper 2398.
- Calvo, Guillermo A.** 2000. "Balance-of-Payments Crisis in Emerging markets: Large Capital Inflows and Sovereign Governemnts." In *Currency Crisis*, ed. Paul Krugman, 71-97. Chicago: University of Chicago Press.
- Camarero, Mariam, Josep L. Carrion-i-Silvestre, and Cecilio Tamarit.** 2009. "An Assessment of the Sustainability of Current Account Imbalances in OECD Countries." Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, Serie economía 16.

- Campa, Jose M., and Angel Gavillan.** 2011. "Current Accounts in the Euro Area: An Intertemporal Approach." *Journal of International Money and Finance*, 30(1): 205-228.
- Carrasco, Carlos A., and Felipe Serrano.** 2014. "Global and European Imbalances: A Critical Review." FESSUD Working Paper 42.
- Catão, Luis A. V., and Gian Maria Milesi-Ferretti.** 2014. "External Liabilities and Crisis." *Journal of International Economics*, 94: 18-32.
- Ca'Zorzi, Michele, and Michal Rubaszek.** 2008. "On the Empirical Evidence of the Intertemporal Current Account Model for the Euro Area Countries." European Central Bank Working Paper 895.
- Ca'Zorzi, Michele, Alexander Chudik, and Alistair Dieppe.** 2009. "Current Account Benchmark and Eastern Europe: A Separate Search." European Central Bank Working Paper 995.
- Ca'Zorzi, Michele, Alexander Chudik, and Alistair Dieppe.** 2012. "Thousands of Models, One Story: Current Account Imbalances in the Global Economy." European Central Bank Working Paper 1441.
- Cesaroni, Tatiana, and Roberta de Santis.** 2015. "Current Account 'Core-Periphery Dualism' in the EMU." Centre for European Policy Studies Working Paper 406.
- Chang, Yoosoon.** 2002. "Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency." *Journal of Econometrics*, 110(2): 261-292.
- Chang, Yoosoon.** 2004. "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency." *Journal of Econometrics*, 120(2): 263-293.
- Chatterjee, Santanu, and Azer Mursagulov.** 2012. "Fiscal Policy and the Real Exchange Rate." International Monetary Fund Working Paper 12/52.
- Chen, Natalie, Jean Imbs, and Andrew Scott.** 2009. "The Dynamics of Trade and Competition." *Journal of International Economics*, 77(1): 50-62.
- Chen, Ruo, Gian Maria Milesi-Ferretti, and Thierry Tresselt.** 2013. "External Imbalances in the Eurozone." *Economic Policy*, 28(73): 101-142.
- Chen, Shyh-Wei.** 2011. "Current Account Deficits and Sustainability: Evidence from the OECD Countries." *Economic Modelling*, 28: 1455-1464.

- Chernozhukov, Victor, and Christian Hansen.** 2008. "Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach." *Journal of Econometrics*, 142(1): 379-398.
- Cheung, Calista, Davide Furceri, and Elena Rusticelli.** 2013. "Structural and Cyclical Factors behind Current Account Balances." *Review of International Economics*, 21(5): 923-944.
- Chi, Wutchun, Huichi Huang, and Hong Xie.** 2015. "A Quantile Regression Analysis on Corporate Governance and the Cost of Bank Loans: A Research Note." *Review of Accounting and Finance*, 14(1): 2-19.
- Chinn, Menzie D., and Eswar S. Prasad.** 2003. "Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration." *Journal of International Economics*, 59(1): 47-76.
- Chinn, Menzie D., and Eswar S. Prasad.** 2005. "Current Account Balances, Financial Development and Institutions: Assaying the World 'Savings Glut'." National Bureau of Economic Research Working Paper 11761.
- Chinn, Menzie D., and Hiro Ito.** 2007. "Current Account Balances, Financial Development nad Institutions: Assaying the World 'Saving Glut'." *Journal of International Money and Finance*, 26(4): 546-569.
- Choi, In.** 1994. "Durbin-Hausman Tests for Cointegration." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(2): 467-480.
- Choi, In.** 2001. "Unit Root Tests for Panel Data." *Journal of International Money and Finance*, 20(2): 249-272.
- Choi, In.** 2002. "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels." In *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research*, ed. Dean Corbae, Steven N. Durlauf, and Bruce E. Hansen, 311-333. Cambridge: Cambridge University Press.
- Chudik, Alexander, and M. Hashem Pesaran.** 2013. "Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey." CESifo Working Paper 4371.
- Ciocyte, Ona, and Hugo Rojas-Romagosa.** 2015. "Literature Survey on the Theoretical Explanations and Empirical Determinants of Current Account Balances." CPB Netherlands Bureau of Economic Policy Analysis.

- Clower, Erica, and Hiro Ito.** 2012. "The Persistence of Current Account Balances and Its Determinants: The Implications for Global Rebalancing." Asian Development Bank Institute Working Paper 400.
- Coban, Hilmi, and Eda Balikcioglu.** 2016. "Triple Deficit or Twin Divergence: A Dynamic Panel Analysis." *The International Journal of Economic and Social Research*, 12(1): 271-280.
- Comunale, Mariarosaria, and Jeroen Hessel.** 2014. "Current Account Imbalances in the Euro Area: Competitiveness or Financial Cycle?" DNB Working Paper 443.
- Constantine, Collin.** 2014. "Rethinking the Twin Deficit." Munich Personal RePEc Archive Working Paper 78798.
- Corsetti, Giancarlo, and Gernot J. Müller.** 2006. "Budget Deficit and Current Accounts: Openness and Fiscal Persistence." *Economic Policy*, 21(48): 597-638.
- Crespo-Cuaresma, Jesus, Neil Foster, and Robert Stehrer.** 2011. "Determinants of Regional Economic Growth by Quantile." *Regional Studies*, 45(6): 809-826.
- Cusolito, Ana Paula, and Milan Nedeljković.** 2013. "Toolkit for the Analysis of Current Account Imbalances." World Bank Working Paper 83248.
- Das, Debasish K.** 2016. "Determinants of Current Account Imbalance in the Global Economy: A Dynamic Panel Analysis." *Journal of Economic Structures*, 5(1): 1-24.
- Debelle, Guy, and Gabriele Galati.** 2005. "Current Account Adjustment and Capital Flows." Bank for International Settlements Working Paper 169.
- De Grauwe, Paul.** 2013. "Design Failures in the Eurozone: Can They Be Fixed?" London School of Economics and Political Science Paper 57/2013.
- De Grauwe, Paul, and Yuemei Ji.** 2013. "Panic-Driven Austerity in the Eurozone and Its Implications." CEPR Policy Portal, February 21.
- De Grauwe, Paul.** 2015. "Quantitative Easing in the Eurozone: It's Possible without Fiscal Transfers." CEPR Policy Portal, January 15.
- De Haan, Leo, Hubert Schokker, and Anastassia Tcherneva.** 2008. "What Do Current Account Reversals in OECD Countries Tell Us about the US Case?" *World Economy*, 32(2): 286-311.
- De Hoyos, Rafael E., and Vasilis Sarafidis.** 2006. "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models." *Stata Journal*, 6(4): 482-496.

- De Mello, Luiz, Pier C. Padoan, and Linda Rousova.** 2011. "The Growth Effect of Current Account Reversals." CEPR Policy Portal, June 18.
- De Santis, Roberta, and Tatiana Cesaroni.** 2015. "Current Account 'Core-Periphery Dualism' in the EMU." *The World Economy*, 39(10): 1514-1538.
- Devereux, Michael B., and Alan Sutherland.** 2010. "Valuation Effects and the Dynamics of Net External Assets." *Journal of International Economics*, 80(1): 129-143.
- Diaz-Sanchez, Jose Luis, and Aristomene Varoudakis.** 2013. "Growth and Competitiveness as Factors of Eurozone External Imbalances." Policy Research Working Paper 6732.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller.** 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
- Dodig, Nina, and Hansjörg Herr.** 2015. "Current Account Imbalances in the EMU: An Assessment of Official Policy Responses." *Panoeconomicus*, 62(2): 193-216.
- Dorrucci, Ettore, Alexis Meyer-Cirkel, and Daniel Santabárbara.** 2009. "Domestic Financial Development in Emerging Economies: Evidence and Implications." European Central Bank Occasional Paper 102.
- Draghi, Mario.** 2012. "Competitiveness of the Euro Area and within the Euro Area." European Central Bank, Speeches, March 13.
- Drehmann, Mathias, Claudio Borio, and Kostas Tsatsaronis.** 2012. "Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term!" Bank for International Settlements Working Paper 380.
- Drukker, David M.** 2003. "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models." *Stata Journal*, 3(2): 168-177.
- Dufrenton, Giles, Valérie Mignon, and Charalambos Tsangarides.** 2010. "The Trade-Growth Nexus in the Developing Countries: A Quantile Regression Approach." *Review of World Economics*, 146(4): 731-761.
- Duncan, Roberto.** 2003. "The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited: An Indirect-Utility-Function Approach." Central Bank of Chile Working Paper 250.
- Edwards, Sebastian.** 2001. "Does the Current Account Matter?" National Bureau of Economic Research Working Paper 8275.

- Edwards, Sebastian.** 2004a. "Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudden Stops." National Bureau of Economic Research Working Paper 2004.
- Edwards, Sebastian.** 2004b. "Financial Openness, Sudden Stops and Current Account Reversals." National Bureau of Economic Research Working Paper 10277.
- Edwards, Sebastian.** 2007. "Capital Controls, Sudden Stops and Current Account Reversals." National Bureau of Economic Research Working Paper 11170.
- Eichengreen, Barry.** 2010. "Imbalances in the Euro Area." [https://eml.berkeley.edu/~eichengr/Imbalances\\_Euro\\_Area\\_5-23-11.pdf](https://eml.berkeley.edu/~eichengr/Imbalances_Euro_Area_5-23-11.pdf).
- Elder, John, and Peter E. Kennedy.** 2001. "Testing for Unit Roots: What Should Students Be Taught?" *Journal of Economic Education*, 32(2): 137-146.
- Elliot, Graham, Thomas J. Rothenberg, and James Stock.** 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Esposito, Piero, and Marcello Messori.** 2016. "Improved Structural Competitiveness or Deep Recession? On the Recent Macroeconomic Rebalances in the EMU." School of European Political Economy Working Paper 3/2016.
- European Central Bank.** 2015. "Economic Bulletin." Issue 4/2015.
- European Commission.** 2010. "The Impact of the Global Crisis on Competitiveness and Current Account Divergences in the Euro Area." Directorate-General for Economic and Financial Affairs Special Issue 9/1.
- European Commission.** 2012. "Competitiveness and External Imbalances within the Euro Area." European Commission Occasional Paper 139.
- Everaert, Gerdie, and Tom de Groot.** 2016. "Common Correlated Effects Estimation of Dynamic Panels with Cross-Sectional Dependence." *Econometric Reviews*, 35(3): 428-463.
- Feldstein, Martin, and Charles Horioka.** 1980. "Domestic Saving and International Capital Flows." *Economic Journal*, 90(358): 314-329.
- Fernandez-Villaverde, Jesús, Luis Garicano, and Tano J. Santos.** 2013. "Political Credit Cycles: The Case of the Eurozone." *Journal of Economic Perspectives*, 27(3): 145-166.

- Flassbeck, Heiner, and Costas Lapavitsas.** 2013. "The Systemic Crisis of the Euro: True Causes and Effective Therapies." International Development Economics Associates, May 17.
- Frankel, Jeffrey A., and Andrew K. Rose.** 1996. "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment." *Journal of International Economics*, 41(3-4): 351-366.
- Frankel, Jeffrey A., and George Saravelos.** 2010. "Are Leading Indicators of Financial Crisis Useful for Assessing Country Vulnerability? Evidence from the 2008-09 Global Crisis." National Bureau of Economic Research Working Paper 16047.
- Frees, Edward W.** 1995. "Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data." *Journal of Econometrics*, 69(2): 393-414.
- Freund, Caroline.** 2000. "Current Account Adjustment in Industrial Countries." *SSRN Electronic Journal*, 24(8): 1278-1298.
- Freund, Caroline, and Frank Warnock.** 2007. "Current Account Deficits in Industrial Countries: The Bigger They Are, the Harder They Fall?" In *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, ed. Richard H. Clarida, 133-167. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, Milton.** 1937. "The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance." *Journal of the American Statistical Association*, 32(200): 675-701.
- Fuller, Wayne A., and George E. Battese.** 1974. "Estimation of Linear Models with Cross-Error Structure." *Journal of Econometrics*, 2(1): 67-78.
- Gabrisch, Hubert, and Karsten Staehr.** 2014. "The Euro Plus Pact Cost Competitiveness and External Capital Flows in the EU Countries." European Central Bank Working Paper 1650.
- Galvao Jr., Antonio F.** 2011. "Quantile Regression for Dynamic Panel Data with Fixed Effects." *Journal of Econometrics*, 164(1): 142-157.
- Garcia, Agustin, and Julian Ramajo.** 2004. "Budget Deficit and Interest Rates: Empirical Evidence for Spain." *Applied Economics Letters*, 11(11): 715-718.
- Gautam, Tej K., and Krishna P. Paudel.** 2018. "The Demand for Natural Gas in the Northeastern United States." *Energy*, 158(C): 890-898.

- Gehring Agnieszka.** 2013. "Another Look at the Determinants of Current Account Imbalances in the European Union: An Empirical Assessment." FIW Working Paper 105.
- Gengenbach, Christian, Franz C. Palm, and Jean-Pierre Urbain.** 2006. "Cointegration Testing in Panels with Common Factors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(S1): 683-719.
- Gengenbach, Christian, Jean-Pierre Urbain, and Joakim Westerlund.** 2008. "Panel Error Correction Testing with Global Stochastic Trends." Maastricht University Research Memorandum 051.
- Gengenbach, Christian, Jean-Pierre Urbain, and Joakim Westerlund.** 2015. "Error Correction Testing in Panels with Global Stochastic Trends." *Journal of Applied Econometrics*, 31(6): 982-1004.
- Giavazzi, Francesco, and Luigi Spaventa.** 2010. "Why the Current Account Matters in a Monetary Union. Lessons from the Financial Crisis in the Euro Area." CEPR Discussion Paper DP8008.
- Gnimassoun, Blaise, and Valérie Mignon.** 2013. "Current-Account Adjustments and Exchange-Rate Misalignments." CEPII Working Paper 2103-29.
- Gossé, Jean-Baptiste, and Francisco Serranito.** 2014. "Long-Run Determinants of Current Accounts in OECD Countries: Lessons for Intra-European Imbalances." *Economic Modelling*, 38: 451-462.
- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Maurice Obstfeld.** 2012. "Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1): 226-265.
- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Helene Rey.** 2014. "External Adjustment, Global Imbalances, Valuation Effects." In *Handbook of International Economics*, vol. 4, ed. Gita Gopinath, Elhanan Helpman, and Kenneth Rogoff, 585-645. New York: Elsevier.
- Greene, William H.** 2008. *Econometric Analysis. 6th ed.* New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Grimshaw, Damian, Jill Rubery, and Stefania Marino.** 2012. *Public Sector Pay and Procurement in Europe during the Crisis: The Challenges Facing Local*



*Government and the Prospects for Segmentation, Inequalities and Social Dialogue.*  
Brussels: European Commission.

- Groen, Jan J. J., and Frank Kleibergen.** 2003. "Likelihood-Based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error-Correction Models." *Journal of Business and Economic Statistics*, 21: 295-318.
- Gros, Daniel, and Cinzia Alcidi.** 2013. "Country Adjustment to a 'Sudden Stop': Does the Euro Make a Difference?" European Commission Economic Paper 492.
- Gruber, Joseph W., and Steven B. Kamin.** 2005. "Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances." International Finance Discussion Paper 846.
- Hadri, Kaddour.** 2000. "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data." *Econometrics Journal*, 3(2): 148-161.
- Hahn, Jinyong, John C. Ham, and Hyungsik R. Moon.** 2011. "The Hausman Test and Weak Instruments." *Journal of Econometrics*, 160(2): 289-299.
- Haltmaier, Jane.** 2014. "Cyclically Adjusted Current Account Balances." Board of Governors of the Federal System, International Finance Discussion Paper 1126.
- Hansen, Lars P.** 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator." *Econometrica*, 50(4): 1029-1054.
- Harris, David, i Brett Inder.** 1994. "A Test of the Null Hypothesis of Cointegration." In *Nonstationarity Time Series Analysis and Cointegration*, ed. Colin P. Hargreaves, 133-153. Oxford, NY: Oxford University Press.
- Hartwig, Jochen.** 2009. "A Panel Granger Causality Test of Endogenous vs. Exogenous Growth." KOF Working Paper 231.
- Hassan, Gazi M., and Mark J. Holmes.** 2016. "Do Remittances Facilitate a Sustainable Current Account?" *World Economy*, 39(11): 1834-1853.
- Hausman, Jerry A.** 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica*, 46(6): 1251-1272.
- Hayakawa, Kazuhiko, and M. Hashem Pesaran.** 2015. "Robust Standard Errors in Transformed Likelihood Estimation of Dynamic Panel Data Models with Cross-Sectional Heteroscedasticity." *Journal of Econometrics*, 188(1): 111-134.
- Hein, Eckhard, and Achim Truger.** 2012. "Finance-Dominated Capitalism in Crisis: The Case for a Global Keynesian New Deal." *Journal of Post Keynesian Economics*, 35(2): 187-213.

- Hein, Eckhard, and Daniel Detzer.** 2014. "Coping with Imbalances in the Euro Area: Policy Alternatives Addressing Divergences and Disparities between Member Countries." Levy Economics Institute of Bard College Working Paper 816.
- Hein, Eckhard, and Daniel Detzer.** 2015. "Post-Keynesian Alternative Policies to Curb Macroeconomic Imbalances in the Euro Area." *Panoeconomicus*, 62(Special Issue): 217-236.
- Herr, Hansjörg.** 2009. "The Labour Market in a Keynesian Economic Regime: Theoretical Debate and Empirical Findings." *Cambridge Journal of Economics*, 33(5): 949-965.
- Herr, Hansjörg, and Gustav A. Horn.** 2012. "Wage Policy Today." Global Labour University Working Paper 16.
- Herrmann, Sabine, and Axel Jochem.** 2005. "Determinants of Current Account Developments in the Central and East European EU Member States: Consequences for the Enlargement of the Euro Area." Deutsche Bundesbank Discussion Paper 32/2005.
- Hlouskova, Jaroslava, and Martin Wagner.** 2006. "The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study." *Econometric Reviews*, 25(1): 85-116.
- Hoechle, Daniel.** 2007. "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence." *Stata Journal*, 7(3): 281-312.
- Holmes, Mark J.** 2006. "How Sustainable Are OECD Current Account Balances in the Long Run?" *The Manchester School*, 74(5): 626-643.
- Holmes, Mark J., Jesús Otero, and Theodore Panagiotidis.** 2010. "On the Stationarity of Current Account Deficits in the European Union." *Review of International Economics*, 18(4): 730-740.
- Hsiao, Cheng, M. Hashem Pesaran, and A. Kamil Tahmiscioglu.** 2002. "Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Period." *Journal of Econometrics*, 109(1): 107-150.
- Hsiao, Cheng, and M. Hashem Pesaran.** 2004. "Random Coefficient Panel Data Models." IZA Discussion Paper 1236.
- Hsiao, Cheng.** 2014. *Analysis of Panel Data. 3rd ed.* Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Hurlin, Christophe, and Valérie Mignon.** 2007. "Second Generation Panel Unit Root Tests." HAL Id: halshs-00159842.
- Hwang, Jungbin, and Yixiao Sun.** 2018. "Should We Go One Step Further? An Accurate Comparison of the One-Step and Two-Step Procedures in a Generalized Method of Moments Framework." *Journal of Econometrics*, 207(2): 381-405.
- Im, Kyung So, and M. Hashem Pesaran.** 2003. "On the Panel Unit Root Tests Using Nonlinear Instrumental Variables." SSRN Electronic Journal.
- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin.** 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
- Isard, Peter, Hamid Faruquee, G. Russell Kincaid, and Martin Fetherston.** 2001. "Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessments." International Monetary Fund Occasional Paper 209.
- Ishibashi, Shohei.** 2012. "The Segmentation of Loan Interest Rate by Regional Financial Institutions: A Panel Cointegration Analysis." *International Review of Business Research Paper*, 8(5): 95-110.
- Ivanova, Anna.** 2012. "Current Account Imbalances: Can Structural Policies Make a Difference." International Monetary Fund Working Paper 12/61.
- Jaumotte, Florence, and Piyaporn Sodsriwiboon.** 2010. "Current Account Imbalances in the Southern Euro Area." International Monetary Fund Working Paper 10/139.
- Javorcik, Beata S., and Mariana Spatareanu.** 2005. "Do Foreign Investors Care about Labor Market Regulations?" *Review of World Economics*, 141(3): 375-403.
- Johansen, Soren.** 1996. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Johnson, Harry G.** 1977. "The Monetary Approach to Balance of Payments Theory and Policy: Explanation and Policy Implications." *Economica*, 44(175): 217-229.
- Jorda, Oscar, Moritz Schularick, and Alan M. Taylor.** 2011. "Financial Crisis, Credit Booms, and External Imbalances: 140 Year of Lessons." *IMF Economic Review*, 59(2): 340-378.
- Jovičić, Milena, and Radmila Dragutinović Mitrović.** 2011. *Ekonometrijski metodi i modeli*. Beograd: Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet.

- Ju, Jiandong, and Shang-Jin Wei.** 2007. "Current Account Adjustment: Some New Theory and Evidence." National Bureau of Economic Research Working Paper 13388.
- Kang, Joong Shik, and Jay C. Shambaugh.** 2016. "The Rise and Fall of European Current Account Deficit." *Economic Policy*, 31(85): 153-199.
- Kao, Chihwa.** 1999. "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data." *Journal of Econometrics*, 90(1): 1-44.
- Kapetanios, George, M. Hashem Pesaran, and Takashi Yamagata.** 2011. "Panels with Nonstationary Multifactor Error Structures." *Journal of Econometrics*, 160(2): 326-348.
- Karaman Örsal, Deniz D.** 2007. "Comparison of Panel Cointegration Tests." SFB 649 Discussion Paper 2007-029.
- Kato, Kengo, Antonio F. Galvao Jr., and Gabriel V. Montes Rojas.** 2012. "Asymptotics for Panel Quantile Regression Model with Individual Effects." *Journal of Econometrics*, 170(1): 76-91.
- Kennedy, Mike and Torsten Sløk.** 2005. "Are Structural Reforms the Answer to Global Current Account Imbalances?" *OECD Economic Studies*, 41(2): 47-73.
- Kerdrain, Clovis, Isabell Koske, and Isabelle Wanner.** 2010. "The Impact of Structural Policies on Saving, Investment and Current Accounts." OECD Economic Department Working Paper 815.
- Khan, Aima, and Zaheer Abbas.** 2015. "Portfolio Balance Approach: An Empirical Testing." *Academic Journal*, 7(6): 137-143.
- Koenker, Roger.** 2004. "Quantile Regression for Longitudinal Data." *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1): 74-89.
- Koenker, Roger, and Gilbert Bassett.** 1978. "Regression Quantiles." *Econometrica*, 46(1): 33-50.
- Kollmann, Robert, Zeno Enders, and Gernot J. Müller.** 2011. "Global Banking and International Business Cycles." *European Economic Review*, 55(3): 407-426.
- Komarek, Lubos, Zlata Komarkova, and Martin Melecky.** 2005. "Current Account Reversals and Growth: The Direct Effect Central and Eastern Europe 1993-2000." University of Warwick, Economic Research Paper 269629.

- Kosteletou, Nikolina E.** 2013. "Financial Integration, Euro and the Twin Deficits of Southern Eurozone Countries." *Panoeconomicus*, 60(2): 161-178.
- Kripfganz, Sebastian.** 2016. "Quasi-Maximum Likelihood Estimation of Linear Dynamic Short-T Panel-Data Models." *Stata Journal*, 16(4): 1013-1038.
- Kruiniger, Hugo.** 2006. "Quasi ML Estimation of the Panel AR(1) Model with Arbitrary Initial Conditions." University of London Working Paper 582.
- Kruiniger, Hugo.** 2013. "Quasi ML Estimation of the Panel AR(1) Model with Arbitrary Initial Conditions." *Journal of Econometrics*, 173(2): 175-188.
- Kumhof, Michael, and Douglas Laxton.** 2009. "Fiscal Deficit and Current Account Deficit." International Monetary Fund Working Paper 09/237.
- Kunst, Robert, Christopher Nell, and Stefan Zimmermann.** 2011. "Summary Based on Chapter 12 of Baltagi: Panel Unit Root Tests." University of Vienna, Department of Economics.
- Lancaster, Tony.** 2000. "The Incidental Parameter Problem since 1948." *Journal of Econometrics*, 95(2): 391-413.
- Landon, Stuart, and Constance E. Smith.** 2009. "Investment and the Exchange Rate: Short Run and Long Run Aggregate and Sector-Level Estimates." *Journal of International Money and Finance*, 28(5): 813-835.
- Lane, Philip R., and Gian Maria Milesi-Feretti.** 2007. "A Global Perspective on External Positions." In *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, ed. Richard H. Clarida, 67-102. Chicago: University of Chicago Press.
- Lane, Philip R.** 2008. "EMU and Financial Market Integration." Institute for International Integration Studies Discussion Paper 248.
- Lane, Philip R., and Gian Maria Milesi-Feretti.** 2011. "External Adjustment and the Global Crisis." International Monetary Fund Working Paper 11/197.
- Lane, Philip R., and Barbara Pels.** 2012. "Current Account Imbalances in Europe." Centre for Economic Policy Research Discussion Paper 8958.
- Lane, Philip R.** 2013. "Capital Flows in the Euro Area." European Economy Economic Paper 497.

- Lane, Philip R., and Gian Maria Milesi-Feretti.** 2017. "International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis." International Monetary Fund Working Paper 17/115.
- Lapavitsas, Costas.** 2015. "The Case for Grexit." Verso, Blog, August 05.
- Läpple, Benjamin.** 2015. "Current Account Imbalances in the Eurozone: Is Institutional Heterogeneity to Blame?" Lund University, School of Economics and Management.
- Larsson, Rolf, Johan Lyhagen, and Mickael Löthgren.** 2001. "Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels." *Econometric Journal*, 4(1): 109-142.
- Lee, Jaewoo, Gian Maria Milesi-Ferretti, Jonathan David Ostry, and Luca Antonio Ricci.** 2008. "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies." International Monetary Fund Occasional Paper 261.
- Levin, Andrew, and Chien-Fu Lin.** 1993. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." University of California Working Paper Series 92-23.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, and Chia-Shang J. Chu.** 2002. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 108(1): 1-24.
- Lin, Justin Y., and Volker Treichel.** 2012. "The Unexpected Global Financial Crisis: Researching Its Root Cause." World Bank Policy Research Working Paper WPS5937.
- Lopez, Luciano, and Sylvain Weber.** 2017. "Testing for Granger Causality in Panel Data." Institute of Economic Research IRENE Working Paper 17-03.
- Maddala, G. S., and Shaowen Wu.** 1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(Special Issue): 631-651.
- Malimi, Kilugala.** 2013. "The Monetary Approach to the Exchange Rate Determination: An Inconsistent Paradigm." *International Journal of Finance and Accounting*, 2(7): 341-347.
- Mansori, Kash.** 2011. "What Really Caused the Eurozone Crisis?" The Street Light, September 22.

- Marinheiro, Carlos F.** 2008. "Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt." *Journal of Policy Modeling*, 30(6): 1041-1056.
- Matthes, Jürgen, and Anna Iara.** 2016. "On the Future of EMU: Targeted Reforms Instead of more Fiscal Integration." Cologne Institute for Economic Research Report 17/2016.
- Mayer, Thierry, and Gianmarco Ottaviano.** 2008. "The Happy Few: Internationalisation of European Firms." *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 43(3): 135-148.
- Mazier, Jacques, and Pascal Petit.** 2013. "In Search of the Sustainable Paths for the Eurozone in the Troubled post-2008 World." *Cambridge Journal of Economics*, 37(3): 513-532.
- McCoskey, Suzanne, and Chihwa Kao.** 1998. "A Residual-Based of the Null Hypothesis of Cointegration in Panel Data." *Econometrics Reviews*, 17(1): 57-84.
- McCoskey, Suzanne, and Chihwa Kao.** 1999. "A Monte Carlo Comparison of Tests for Cointegration in Panel Data." Center for Policy Research Working Paper 3.
- McKinnon, Ronald, and Gunther Schnabl.** 2011. "China and Its Dollar Exchange Rate: A Worldwide Stabilizing Influence?" CESifo Working Paper 3449.
- Medina, Leandro, Prat Jordi, and Thomas Alun.** 2010. "Current Account Balance Estimates for Emerging Market Economies." International Monetary Fund Working Paper 10/43.
- Mehrhoff, Jens.** 2009. "A Solution to the Problem of Too Many Instruments in Dynamic Panel Data GMM." Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1.
- Melecky, Martin.** 2005. "The Impact of Current Account Reversals on Growth in Central and Eastern Europe." *Eastern European Economics*, 43(2): 57-72.
- Mendoza, Enrique G., and Marco E. Terrones.** 2008. "An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data." National Bureau of Economic Research Working Paper 14049.
- Mendoza, Enrique G., and Marco E. Terrones.** 2012. "An Anatomy of Credit Booms and Their Demise." *Economia Chilena*, 15(2): 4-32.
- Merler, Silvia, and Jean Pisani-Ferry.** 2012. "Sudden Stops in the Euro Area." *Review of Economics and Institutions*, 3(3): article 5.

- Milesi-Feretti, Gian Maria, and Assaf Razin.** 1996. *Current-Account Sustainability*. 1st ed. Princeton: Princeton University Press.
- Milesi-Feretti, Gian Maria, and Assaf Razin.** 1998. "Current Account Reversals and Currency Crisis: Empirical Regularities." International Monetary Fund Working Paper 98/89.
- Mills, Terence C., and Kerry Patterson.** 2006. *Palgrave Handbook of Econometrics. Volume 1 Econometric Theory*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Mirdala, Rajmund.** 2015. "Real Exchange Rates, Current Accounts and Competitiveness Issues in the Euro Area." *Journal of Applied Economic Sciences*, 10(7): 1093-1124.
- Modigliani, Franco, and Albert K. Ando.** 1957. "Tests of the Life Cycle Hypothesis of Savings: Comments and Suggestions." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 19(2): 99-124.
- Mohammadi, Hassan.** 2004. "Budget Deficit and the Current Account Balance: New Evidence from Panel Data." *Journal of Economics and Finance*, 28(1): 39-45.
- Monacelli, Tommaso, and Roberto Perotti.** 2007. "Fiscal Policy, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate: Implications for International Risk Sharing." International Monetary Fund, 8th Jacques Polak Annual Research Conference.
- Moon, Hyungsik R., and Benoit Perron.** 2004. "Testing for Unit Root in Panels with Dynamic Factors." *Journal of Econometrics*, 122(1): 81-126.
- Moral-Benito, Enrique, and Luis Servén.** 2015. "Testing Weak Exogeneity in Cointegrated Panels." *Applied Economics*, 47(30): 3216-3228.
- Moral-Benito Enrique, Paul Allison, and Richard A. Williams.** 2017. "Dynamic Panel Data Modelling using Maximum Likelihood: An Alternative to Arrelano-Bond." Banco de Espana Working Paper 1703.
- Müller, Gernot J.** 2008. "Understanding the Dynamic Effects of Government Spending on Foreign Trade." *Journal of International Money and Finance*, 27(3): 345-371.
- Navas, Antonio, and Omar Licandro.** 2011. "Trade Liberalization, Competition and Growth." *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 11(1): 1-28.
- Newton, H. Joseph, and Nicholas J. Cox.** 2006. "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models." *Stata Journal*, 6(4): 482-496.



- Neyman, Jerzy, and Elizabeth Scott.** 1948. "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations." *Econometrica*, 16(1): 1-31.
- Nichols, Austin.** 2007. "Causal Inference with Observational Data." *Stata Journal*, 7(4): 507-541.
- Nickell, Stephen.** 1981. "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects." *Econometrica*, 49(6): 1417-1426.
- Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff.** 1995. "The Intertemporal Approach to the Current Account." In *Handbook of International Economics*, vol. 3, ed. Gene Grossman and Kenneth Rogoff, 1731-1799. New York: Elsevier.
- Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff.** 2005. "Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments." *Brookings Papers on Economic Activity*, 36(1): 67-146.
- Obstfeld, Maurice.** 2013. "Does the Current Account Still Matter?" National Bureau of Economic Research Working Paper 17877.
- O'Connell, Paul G. J.** 1998. "The Overvaluation of Purchasing Power Parity." *Journal of International Economics*, 44(1): 1-19.
- Organization for Economic Co-operation and Development.** 2011. "The Impact of Structural Reforms on Current Account Imbalances." OECD Economics Department Policy Note 3.
- Pala, Aynur.** 2016. "Which Energy-Growth Hypothesis is Valid in OECD Countries? Evidence from Panel Granger Causality." *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1): 28-34.
- Pancaro, Cosimo.** 2013. "Current Account Reversals in Industrial Countries: Does the Exchange Rate Regime Matter?" European Central Bank Working Paper 1547.
- Pedroni, Peter.** 1999. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1): 653-670.
- Pedroni, Peter.** 2004. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis." *Econometric Theory*, 20(3): 597-625.
- Persyn, Damiaan, and Joakim Westerlund.** 2008. "Error-Correction-Based Cointegration Tests for Panel Data." *Stata Journal*, 8(2): 232-241.

- Pesaran, M. Hashem, and Ronald Smith.** 1995. "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*, 68(1): 79-113.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Ronald Smith.** 1999. "The Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels." *Journal of American Statistical Association*, 94(446): 621-634.
- Pesaran, M. Hashem.** 2004. "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels." Cambridge Working Papers in Economics 0435.
- Pesaran, M. Hashem.** 2006. "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multiple Error Structure." *Econometrica*, 74(4): 967-1012.
- Pesaran, M. Hashem.** 2007. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence." *Journal of Applied Econometrics*, 22(2): 265-312.
- Phillips, Peter C.B., and Pierre Perron.** 1998. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Phillips, Peter C. B., and Sam Ouliaris.** 1990. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration." *Econometrica*, 58(1): 165-193.
- Phillips, Peter C. B., and Donggyu Sul.** 2003. "Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence." *Econometrics Journal*, 6(1): 217-259.
- Phillips, Robert F.** 2015. "On Quasi Maximum-Likelihood Estimation of Dynamic Panel Data Models." *Economics Letters*, 137: 91-94.
- Picek, Oliver, and Enno Schröder.** 2017. "Euro Area Imbalances: How Much Could an Expansion in the North Help the South?" Macroeconomic Policy Institute Working Paper 180.
- Pierre, Paris, and Charles Wyplosz.** 2014. "The PADRE Plan: Politically Acceptable Debt Restructuring in the Eurozone." CEPR Policy Portal, January 28.
- Pilbeam, Keith.** 1998. "Elasticity and Absorption Approaches to the Balance of Payments." In *International Finance, 2nd ed.*, ed. Keith Pilbeam, 55-73. London: Macmillan Press.
- Ponomareva, Maria.** 2011. "Quantile Regression for Panel Data Models with Fixed Effects and Small T: Identification and Estimation." [https://economics.uwo.ca/newsletter/misc/2011/ponomareva\\_sep28.pdf](https://economics.uwo.ca/newsletter/misc/2011/ponomareva_sep28.pdf).

- Powell, David, and Joachim Wagner.** 2010. "The Exporter Productivity Premium along the Productivity Distribution: First Evidence from a Quantile Regression Approach for Fixed Effects Panel Data Models." IZA Discussion Paper 5112.
- Powell, David.** 2016. "Quantile Regression with Nonadditive Fixed Effects." Rand Corporation 2016.
- Rahman, Jesmin.** 2008. "Current Account Developments in New Member States of the European Union: Equilibrium, Excess, and EU-Phoria." International Monetary Fund Working Paper 08/92.
- Razin, Assaf.** 1993. "The Dynamic-Optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence." National Bureau of Economic Research Working Paper 4334.
- Rocher, Stijn, and Michael H. Stierle.** 2015. "Household Saving Rates in the EU: Why Do They Differ so Much?" European Commission Discussion Paper 005.
- Rodman, David.** 2007. "A Short Note on the Theme of Too Many Instruments." Center for Global Development Working Paper 125.
- Rodman, David.** 2009. "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata." *Stata Journal*, 9(1): 83-136.
- Romelli, Davide, Cristina Terra, and Enrico Vasconcelos.** 2018. "Current Account and Real Exchange Rate Changes: The Impact of Trade Openness." *European Economic Review*, 105(C): 135-158.
- Ruščáková, Anna, and Jozefína Semančíková.** 2016. "European Debt Crisis: Theoretical and Empirical Investigation of External Imbalances as One of Its Main Causes." *Poslovna izvrsnost*, 10(2): 191-207.
- Roubini, Nouriel, and Paul Wachtel.** 1998. "Current Account Sustainability in Transition Economies." National Bureau of Economic Research Working Paper 6468.
- Sadiku, Luljeta, Merale Fetahi-Vehapi, Murat Sadiku, and Nimete Berisha.** 2015. "The Persistence and Determinants of Current Account Deficit of FYROM: An Empirical Analysis." *Procedia Economics and Finance*, 33: 90-102.
- Salvatore, Dominick.** 2006. "Twin Deficit in the G-7 Countries and Global Structural Imbalances." *Journal of Policy Modeling*, 28(6): 701-712.

- Samarina, Anna, Lu Zhang, and Dirk Bezemer.** 2015. "Mortgages and Credit Cycle Divergence in Eurozone Economies." University of Groningen, System, Organizations and Management Research Report 15021-GEM.
- Sargan, John Denis.** 1958. "The Estimation of Economic Relationship Using Instrumental Variables." *Econometrica*, 26(3): 393-415.
- Sargan, John Denis.** 1988. "Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables." In *Contributions to Econometrics: John Denis Sargan*, ed. Esfandiar Maasoumi. Cambridge: Cambridge University Press.
- Schaffer, Mark E., and Steven Stillman.** 2006. "XTOVERID: Stata Module to Calculate Tests of Overidentifying Restrictions after: xtreg, xtivreg, xtivreg2, xthtaylor." Statistical Software Components S456779.
- Schmidheiny, Kurt.** 2018. "Panel Data: Fixed and Random Effects." Short Guides to Microeconometrics.
- Schmidt, Torsten, and Lina Zwick.** 2015. "Uncertainty and Episodes of Extreme Capital Flows in the Euro Area." *Economic Modelling*, 48(C): 343-356.
- Schmitz, Birgit, and Jürgen von Hagen.** 2011. "Current Account Imbalances and Financial Integration in the Euro Area." *Journal of International Money and Finance*, 30(8): 1676-1695.
- Schnabl, Gunther, and Stephan Freitag.** 2012. "Reverse Causality in Global and Intra-European Imbalances." *Review of International Economics*, 20(4): 674-690.
- Schnabl, Gunther, and Timo Wollmershäuser.** 2013. "Fiscal Divergence and Current Account Imbalances in Europe." CESifo Working Paper 4108.
- Schulten, Thorsten, and Torsten Müller.** 2013. "A New European Interventionism? The Impact of the New European Economic Governance on Wages and Collective Bargaining." In *Social Developments in the EU 2012*, ed. David Natali i Bart Vanhercke, 181-213. Brussels: European Trade Union Institute.
- Şen, Hüseyin, and Ayşe Kaya.** 2016. "Are the Twin or Triple Deficit Hypothesis Applicable to Post-Communist Countries?" Bank of Finland Discussion Paper 3/2016.
- Shin, Yongcheol.** 1994. "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of no Cointegration." *Econometric Theory*, 10(1): 91-115.

- Stiglitz, Joseph E.** 2010. *Freefall: America, Free Markets, and the Sinking of the World Economy*. London: W. W. Norton & Company.
- Stockhammer, Engelbert.** 2016. "Neoliberal Growth Models, Monetary Union and the Euro Crisis: A Post-Keynesian Perspective." *New Political Economy*, 21(4): 365-379.
- Stockhammer, Engelbert, Collin Constantine, and Severin Reissl.** 2016. "Explaining the Euro Crisis: Current Account Imbalances, Credit Booms and Economic Policy in Different Economic Paradigms." Post Keynesian Economics Study Group Working Paper 1617.
- Storm, Servaas, and C. W. M. Naastepad.** 2015a. "Europe's Hunger Games: Income Distribution, Cost Competitiveness and Crisis." *Cambridge Journal of Economics*, 39(3): 959-986.
- Storm, Servaas, and C. W. M. Naastepad.** 2015b. "NAIRU Economics and the Eurozone Crisis." *International Review of Applied Economics*, 29(6): 843-877.
- Su, Liangjun, and Zhenlin Yang.** 2018. "Asymptotics and Bootstrap for Random-Effects Panel Data Transformation Models." *Econometric Reviews*, 37(6): 602-625.
- Summers, Lawrence.** 1988. "Tax Policy and International Competitiveness." In *International Aspects of Fiscal Policy*, 349-386. Chicago: University of Chicago Press.
- Svirydzhenka, Katsiaryna.** 2016. "Introducing a New Broad-Based Index of Financial Development." International Monetary Fund Working Paper 16/5.
- Svrtinov, Vesna Georgieva, Janka Dimitrova, Krume Nikolovski, and Blagica Koleva.** 2014. "The Flow of Capital and the Eurozone Crisis." *International Journal of Sciences: Basic and Applied Research*, 18(2): 188-197.
- Svrtinov, Vesna Georgieva, Olivera Gorgieva-Trajkovska, and Riste Temjanovski.** 2015. "Sudden Stops and Current Account Reversals: The Euro Area Experience." *SEEU Review*, 11(2): 23-32.
- Szakolczai, György.** 2006. "The Triple Deficit of Hungary." *Hungarian Statistical Review*, 10: 40-62.
- Taylor, Alan M.** 2002. "A Century of Current Account Dynamics." *Journal of International Money and Finance*, 21(6): 725-748.

- Taylor, Mark P., and Lucio Sarno.** 1998. "The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period." *Journal of International Economics*, 46(2): 281-312.
- Tinti, Tamara.** 2016. "External Sustainability Analysis: Cyclical versus Non-Cyclical Current Account Balances in the Eurozone." [https://run.unl.pt/bitstream/10362/19334/1/Tinti\\_2016.pdf](https://run.unl.pt/bitstream/10362/19334/1/Tinti_2016.pdf).
- Tressel, Thierry, and Shengzu Wang.** 2014. "Rebalancing in the Euro Area and Cyclical Adjustments of Current Account Adjustments." International Monetary Fund Working Paper 14/130.
- Trichet, Jean-Claude.** 2011. "Competitiveness and the Smooth Functioning of EMU." Lecture at the University of Liège, February 23.
- Truger, Achim, and Eckhard Hein.** 2004. "Macroeconomic Co-ordination as an Economic Policy Concept: Opportunities and Obstacles in the EMU." Institute of Economic and Social Research Discussion Paper 125.
- Ullah, Subhan, Pervaiz Akhtar, and Ghasem Zaefarian.** 2018. "Dealing with Endogeneity Bias: The Generalized Method of Moments (GMM) for Panel Data." *Industrial Marketing Management*, 71: 69-78.
- Urošević, Branko, Milan Nedeljković, and Emir Zildžović.** 2012. "Jackknife Model Averaging of the Current Account Determinants." *Panoeconomicus*, 59(3): 267-281.
- Uxó, Jorge, Jesús Paúl, and Eladio Febrero.** 2011. "Current Account Imbalances in the Monetary Union and Great Recession: Causes and Policies." *Panoeconomicus*, 58(Special Issue): 571-792.
- Vamvoukas, George, and Stella N. Spilloti.** 2015. "The Effect of Budget Deficits on Current Accounts in the EMU." *Investment Management and Financial Innovations*, 12(4): 115-122.
- Vella, Melchior.** 2015. "Economic Convergence in the European Union: How Does Malta Fit in?" *Review of European Studies*, 7(3): 229-244.
- Verbeek, Marno.** 2008. *A Guide to Modern Econometrics. 3rd ed.* Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

- Verdugo, Gregory.** 2016. "Real Wage Cyclicalities in the Eurozone before and during the Great Recession: Evidence from Micro Data." *European Economic Review*, 82(C) : 46-69.
- Vogelsang, Timothy J.** 2012. "Heteroskedasticity, Autocorrelation, and Spatial Correlation Robust Inference in Linear Panel Models with Fixed-Effects." *Journal of Econometrics*, 166(2): 303-319.
- Westlund, Joakim, and David Edgerton.** 2005. "Panel Cointegration Tests with Deterministic Trends and Structural Breaks." Lund University, Department of Economics Working Paper 42.
- Westerlund, Joakim.** 2007a. "Testing for Error Correction in Panel Data." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.
- Westerlund, Joakim, and David Edgerton.** 2007b. "A Panel Bootstrap Cointegration Test." *Economics Letters*, 97(3): 185-190.
- Westerlund, Joakim.** 2008a. "Panel Cointegration Tests of the Fisher Hypothesis." *Journal of Applied Econometrics*, 23(2): 193-233.
- Westerlund, Joakim, and David Edgerton.** 2008b. "A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5): 665-704.
- Windmeijer, Frank.** 2005. "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimator." *Journal of Econometrics*, 126(1): 25-51.
- Wooldridge, Jeffrey M.** 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Wyplosz, Charles.** 2013a. "Europe's Quest for Fiscal Discipline." European Economy Economic Paper 498.
- Wyplosz, Charles.** 2013b. "Eurozone Crisis: It's about Demand, not Competitiveness." [https://www.tcd.ie/Economics/assets/pdf/Not\\_competitiveness.pdf](https://www.tcd.ie/Economics/assets/pdf/Not_competitiveness.pdf).
- Zanghieri, Paolo.** 2004. "Current Account Dynamics in New EU Members: Sustainability and Policy Issues." CEPII Working Paper 2004-07.
- Zemanek, Holger, Ansgar Belke, and Gunther Schnabl.** 2010. "Current Account Balances and Structural Adjustment in the Euro Area." *International Economics and Economic Policy*, 7(1): 83-127.

**Zeza, Gennaro.** 2012. “The Impact of Fiscal Austerity in the Eurozone.” *Review of Keynesian Economics*, 1(1): 37-54.

**Zivot, Eric.** 2012. “Fixed Effects Estimation of Panel Data.”  
<https://faculty.washington.edu/ezivot/econ582/fixedEffects.pdf>.



## Prilog

### Prilog 1 Determinante tekućeg računa i izvori podataka

Tabela 1A Determinante tekućeg računa

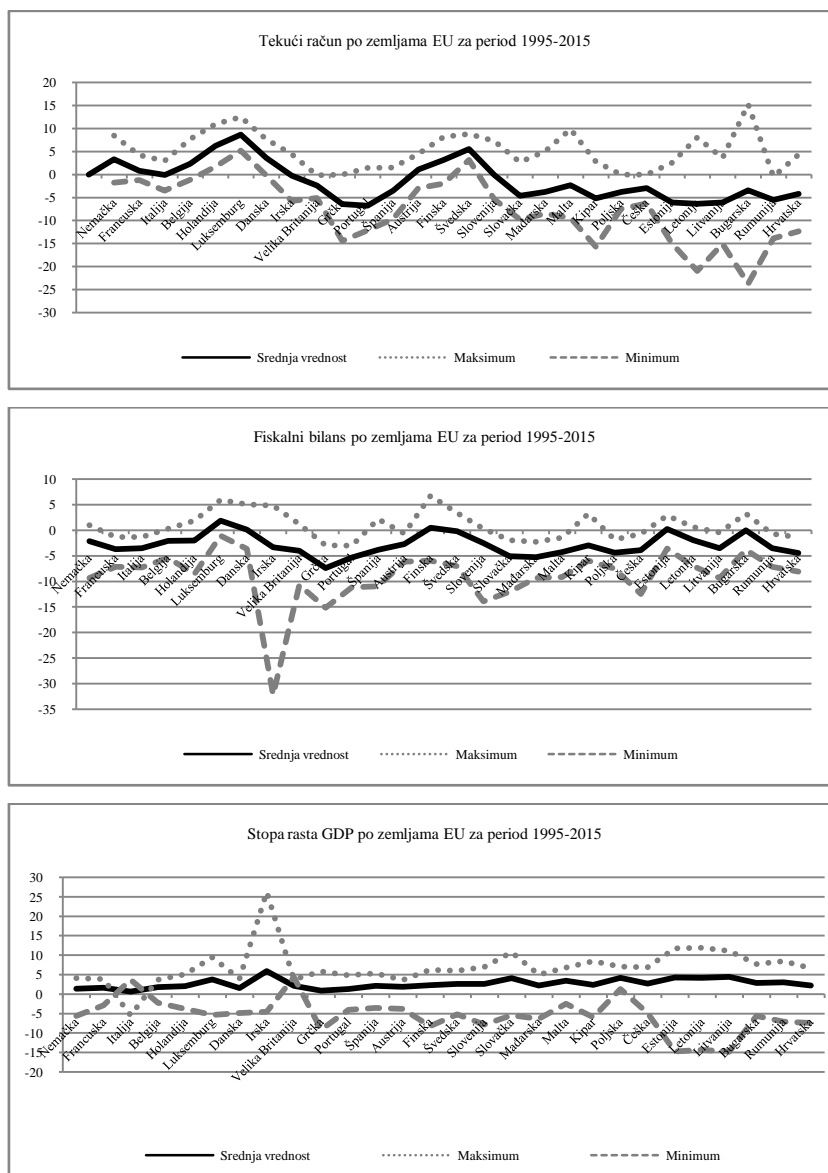
Varijabla	Opis	Izvor podataka
<b>Zavisna varijabla</b>		
<b>Bilans tekućeg računa</b>	Tekući račun (u % GDP); (oznaka: ca)	International Monetary Fund
<b>Makroekonomske determinante</b>		
<b>Fiskalni bilans</b>	Zaduživanje / kreditiranje države (u % GDP); (oznaka: fb)	International Monetary Fund
<b>Ekonomski rast</b>	Godišnji rast GDP (u %); (oznaka: gdpgr)	World Bank, World Development Indicators
<b>Trgovinska otvorenost</b>	Izvoz i uvoz dobara i usluga (u % GDP); (oznaka: trade)	World Bank, World Development Indicators
<b>Strane direktne investicije</b>	Neto prilivi stranih direktnih investicija (u % GDP); (oznaka: fdi)	World Bank, World Development Indicators
<b>Realni devizni kurs</b>	Realni efektivni devizni kurs (2010=100); (oznaka: reer)	World Bank, World Development Indicator
<b>Inflacija</b>	Godišnji porast potrošačkih cena (u %); (oznaka: infl)	World Bank, World Development Indicator
<b>Neto inostrana aktiva</b>	Neto inostrana aktiva (u % GDP); (oznaka: nfa)	Lane i Milesi-Ferretti (2017)
<b>Odnosi razmene</b>	Odnos indeksa izvoznih cena i indeksa uvoznih cena; (oznaka: tot)	Annual Macro-economic Database, AMECO
<b>Demografske determinante</b>		
<b>Odnos zavisnosti populacije</b>	Populacija ispod 15 i iznad 64 godine starosti / radno sposobno stanovništvo, populacija između 15-64 godine starosti; (oznaka: adr)	World Bank, World Development Indicators
<b>Odnos zavisnosti mladih</b>	Populacija ispod 15 godina starosti / radno sposobno stanovništvo; (oznaka: adry)	World Bank, World Development Indicators
<b>Odnos zavisnosti starih</b>	Populacija iznad 64 godine starosti / radno sposobno stanovništvo; (oznaka: adro)	World Bank, World Development Indicators
<b>Populacija</b>	Godišnja stopa rasta populacije; (oznaka: pop)	World Bank, World Development Indicators
<b>Finansijske determinante</b>		
<b>Indeks</b>	Pokazatelj zajedničke razvijenosti	Svirydzenka (2016)

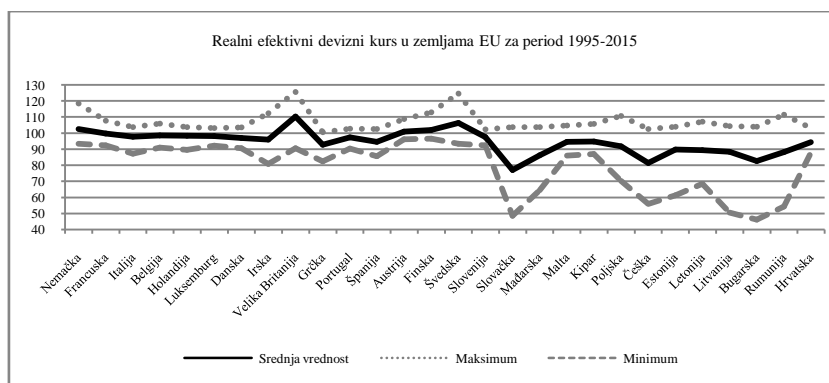
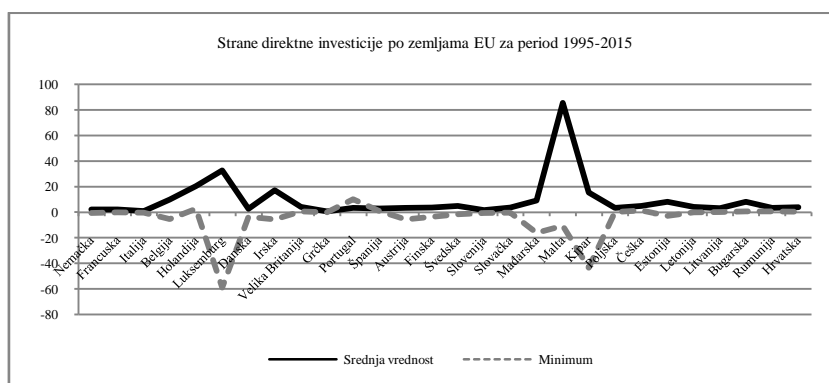
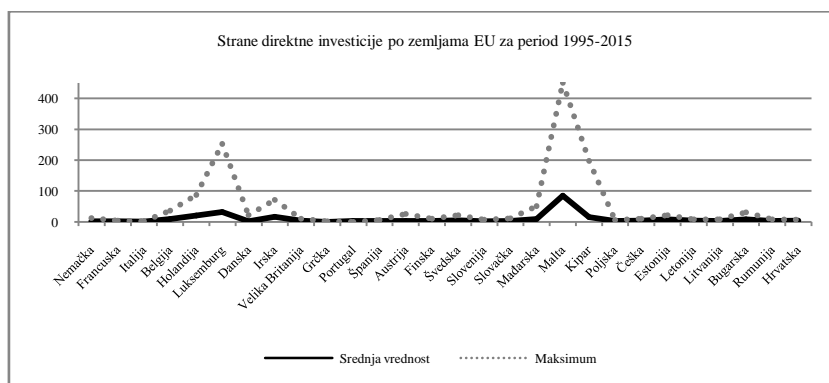
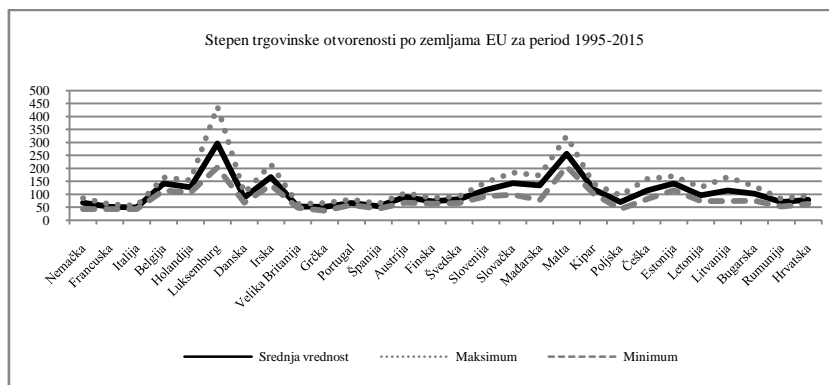
<b>finansijske razvijenosti</b>	finansijskih institucija i finansijskog tržišta; (oznaka: fd)	
<b>Indeks kapitalne otvorenosti</b>	Uzima vrednosti u rasponu 0-1 i ukoliko je vrednost indeksa bliže jedinici to podrazumeva viši stepen kapitalne otvorenosti; (oznaka: caopen)	Aizenman, Chinn, i Ito (2013) <a href="http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm">http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm</a>
<b>Indeks monetarne nezavisnosti</b>	Uzima vrednosti u rasponu 0-1 i ukoliko je vrednost indeksa bliže jedinici to podrazumeva viši stepen monetarne nezavisnosti; (oznaka: mi)	Aizenman, Chinn, i Ito (2013) <a href="http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm">http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm</a>
<b>Indeks stabilnosti deviznog kursa</b>	Uzima vrednosti u rasponu 0-1 i ukoliko je vrednost indeksa bliže jedinici to podrazumeva viši stepen stabilnosti deviznog kursa; (oznaka: ers)	Aizenman, Chinn, i Ito (2013) <a href="http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm">http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm</a>
<b>Krediti privatnom sektoru</b>	Krediti privatnom sektoru od strane depozitnih banaka i drugih finansijskih institucija (u % GDP); (oznaka: pcred)	World Bank, Financial Structure Database
<b>Kapitalizacija tržišta akcija</b>	Ukupna vrednost emitovanih akcija u odnosu na GDP; (oznaka: share)	World Bank, Financial Structure Database
<b>Prilivi doznaka</b>	Prilivi radničkih doznaka u odnosu na GDP; (oznaka: remit)	World Bank, Financial Structure Database
<b>Institucionalne determinante</b>		
<b>Pravo glasa i odgovornosti</b>	Procena u kojoj meri građani zemlje učestvuju u izboru vlade, koliko je prisutna sloboda izražavanja, sloboda udruživanja i slobodni mediji; (oznaka: va)	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators
<b>Politička stabilnost</b>	Pokazatelj verovatnoće destabilizacije ili rušenja vlade nasilnim putem uključujući i političko motivisano nasilje i terorizam; (oznaka: pv)	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators
<b>Efikasnost vlade</b>	Pokazatelj kvaliteta javnih usluga i državne službe kao i stepen nezavisnosti od političkih pritisaka, kvalitet formulisanja i sprovođenja nacionalnih politika uključujući i posvećenost vlade u njihovom sprovođenju; (oznaka: ge)	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators
<b>Kvalitet regulacija</b>	Pokazatelj sposobnosti vlade da formuliše i implementira opravdane politike i propise koji omogućavaju i promovišu razvoj privatnog sektora; (oznaka: rq)	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators
<b>Vladavina prava</b>	Pokazatelj u kojoj meri ekonomski agenti imaju poverenja i poštuju pravila društva, posebno u pogledu stepena poštovanja ugovora, imovinskih prava, policije, sudstva	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators

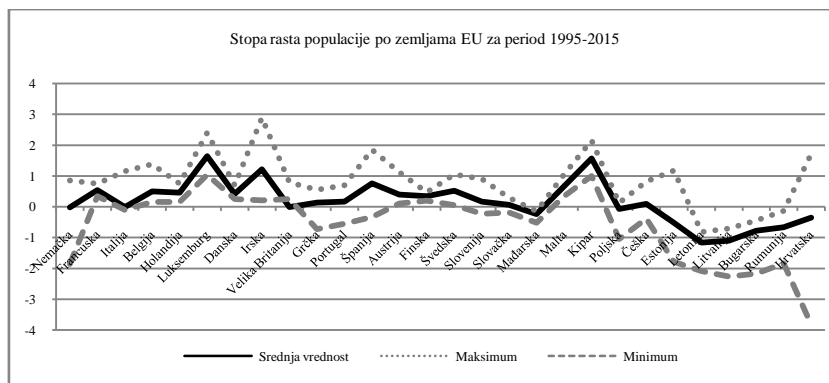
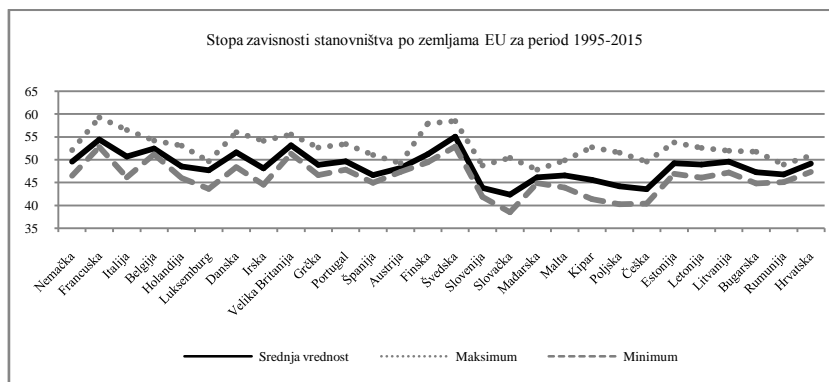
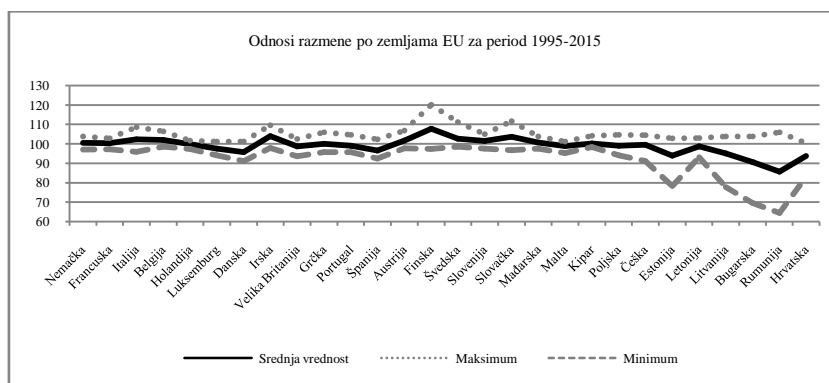
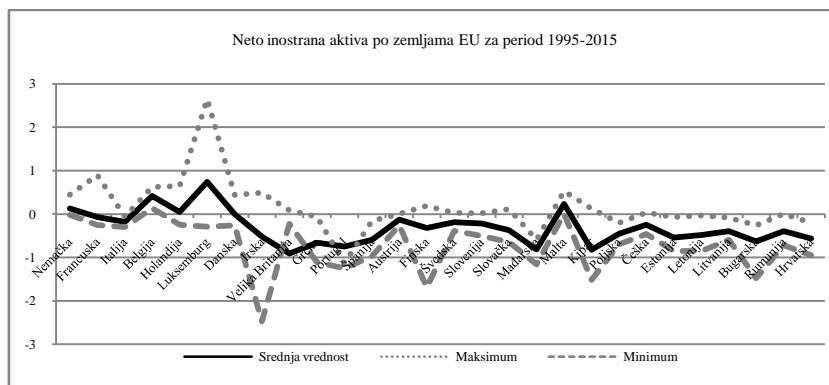
	uključujući i verovatnoću kriminala i nasilja; (oznaka: rl)	
<b>Kontrola korupcije</b>	Pokazatelj upotrebe političke moći u privatne svrhe, uključujući i manji i veći stepen korupcije kao i zloupotrebu države od strane elitnog dela društva i za privatne interese; (oznaka: cc)	Macro Data Guide, World Wide Governance Indicators

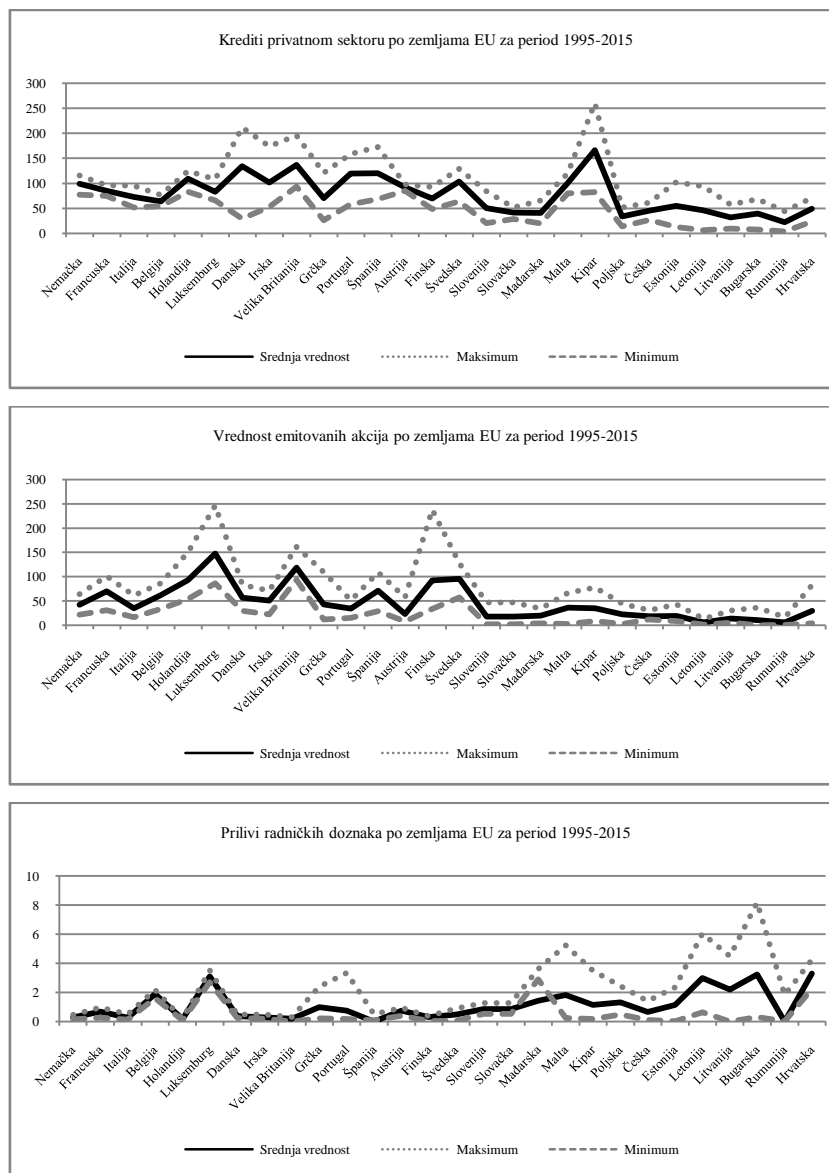
Izvor: Autor.

## Prilog 2 Grafički prikazi odabranih determinanti tekućeg računa



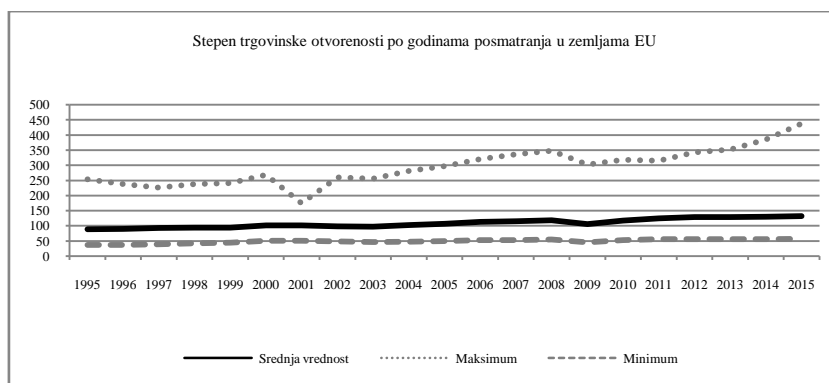
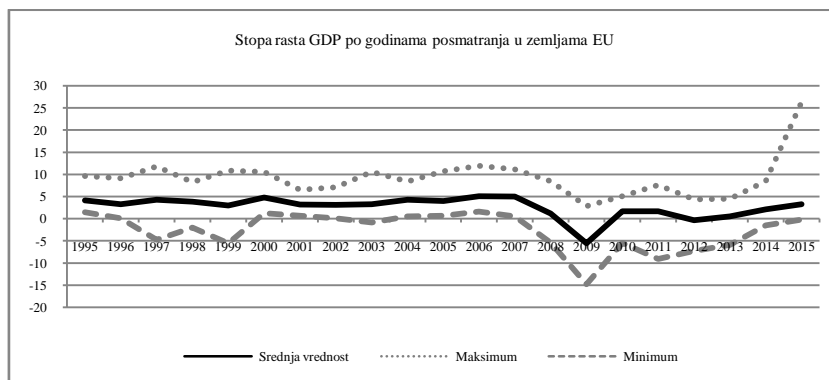
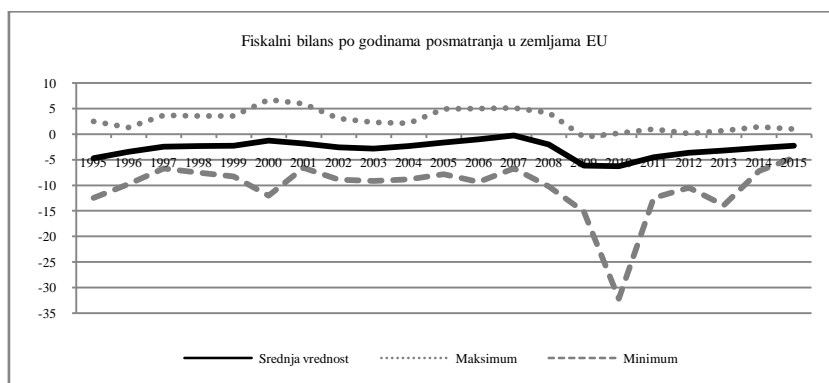
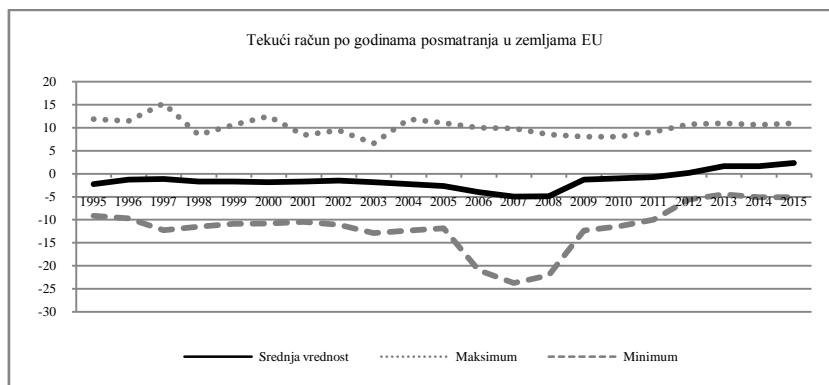


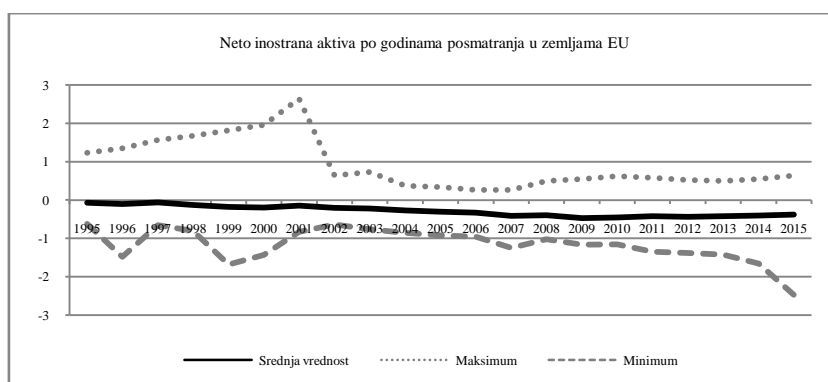
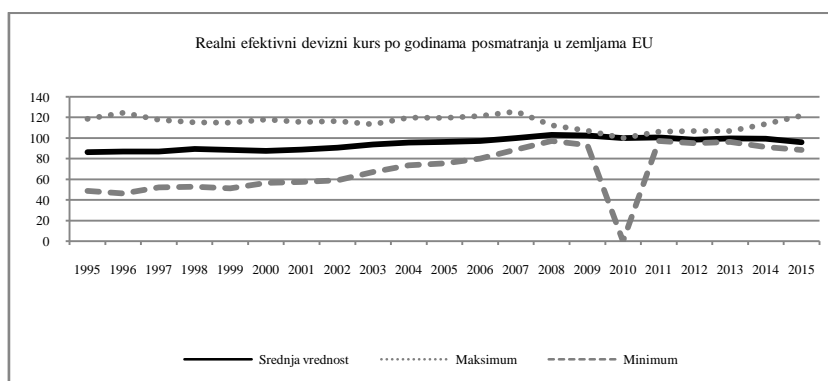
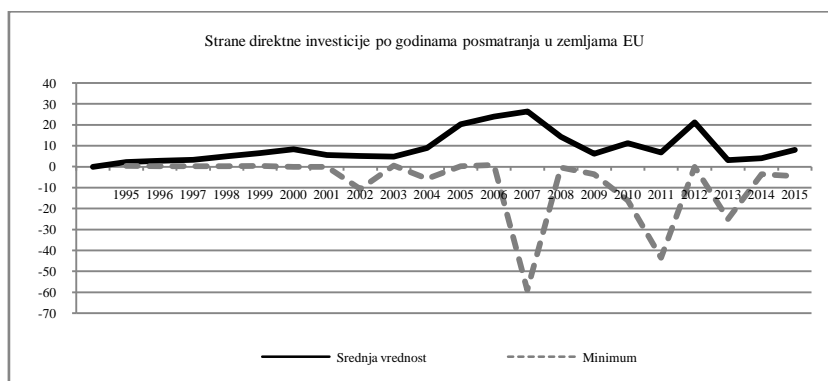
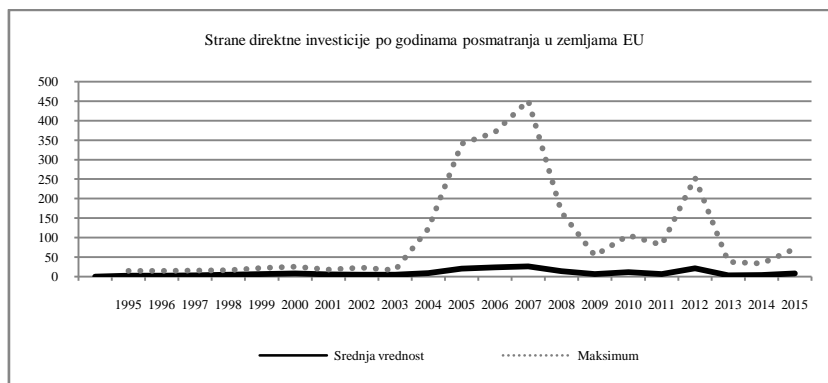




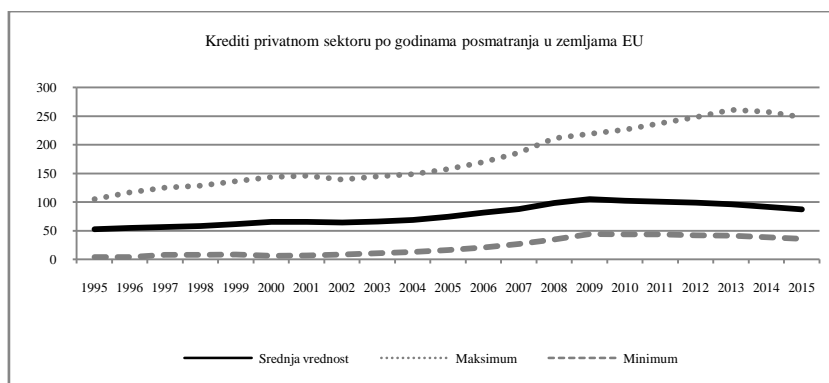
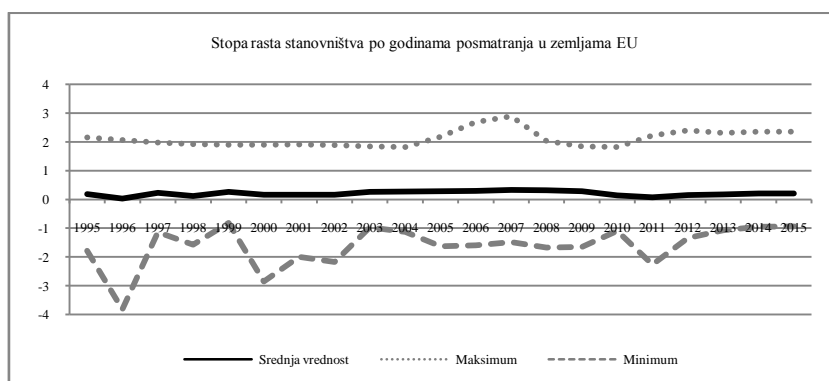
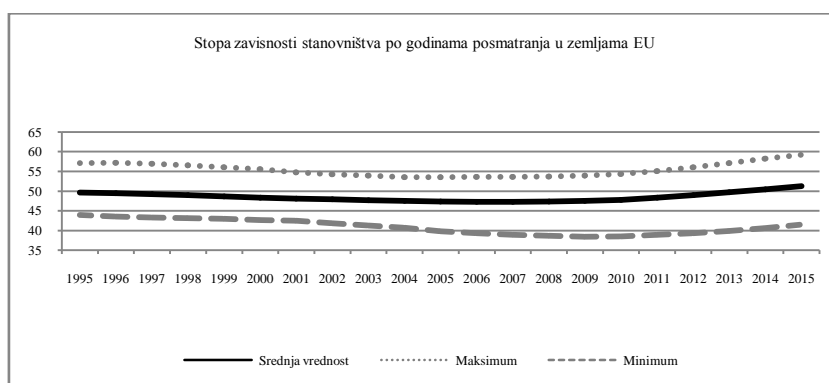
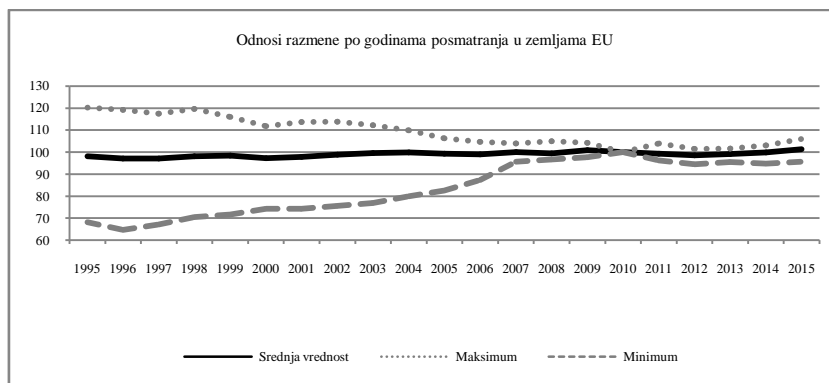
Izvor: Autor.

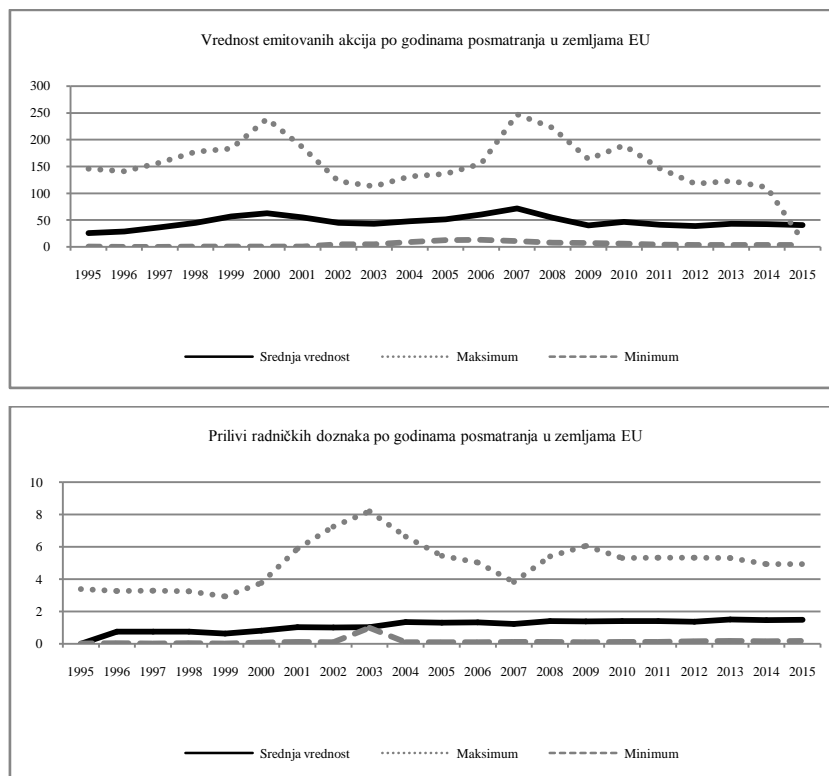
Slika 2.1A Determinante tekućeg računa po zemljama EU, prosek za period 1995-2015









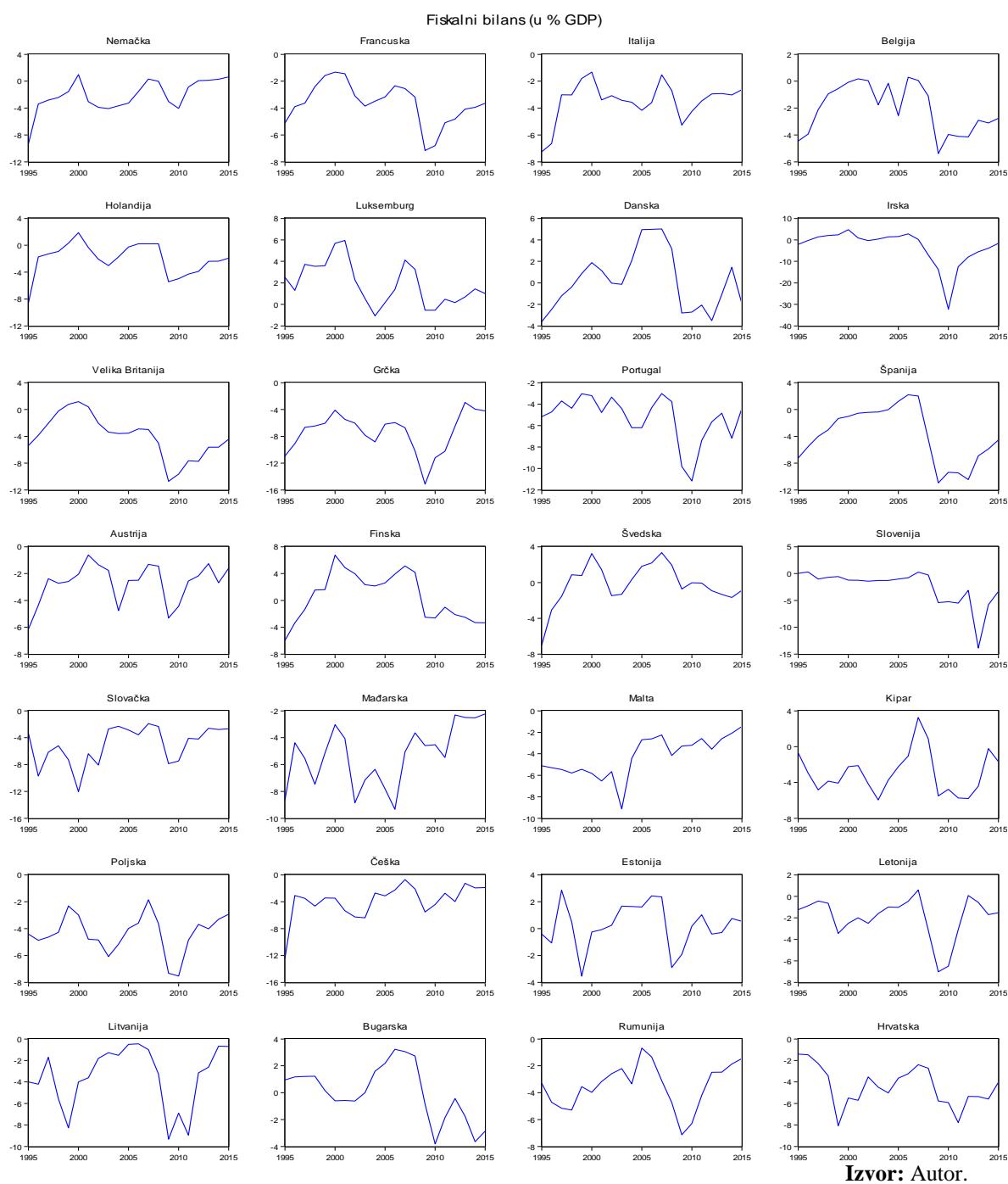


**Napomena:** Grafički prikazi su podeljeni u dve grupe: prva, koja obuhvata varijacije po zemljama Evropske unije (prosek za period 1995-2015), i druga koja sadrži razlike po godinama posmatranja (prosek EU). Usled širokog intervala varijacije, podaci za maksimalnu i minimalnu vrednost stranih direktnih investicija su prikazani odvojeno. Od finansijskih faktora nisu prikazani indeksi, s obzirom da uzimaju vrednosti u rasponu 0-1. Takođe, nisu predstavljane ni institucionalne komponente jer obuhvataju male varijacije po zemljama i kroz vreme.

**Izvor:** Autor.

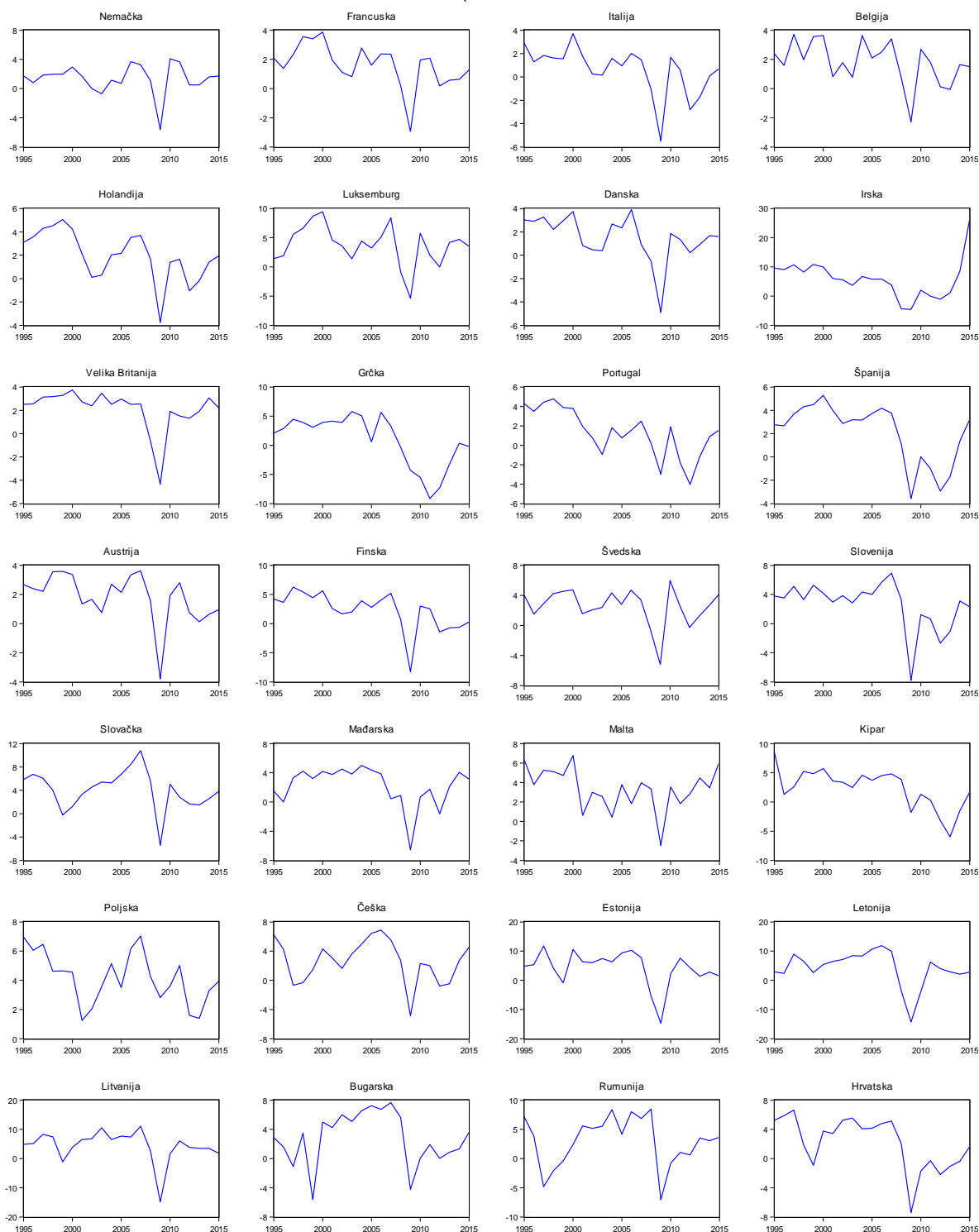
**Slika 2.2A** Determinante tekućeg računa po godinama posmatranja u zemljama EU

**Prilog 3** Grafički prikazi makroekonomski determinanti tekućeg računa po zemljama  
Evropske unije tokom 1995-2015. godine



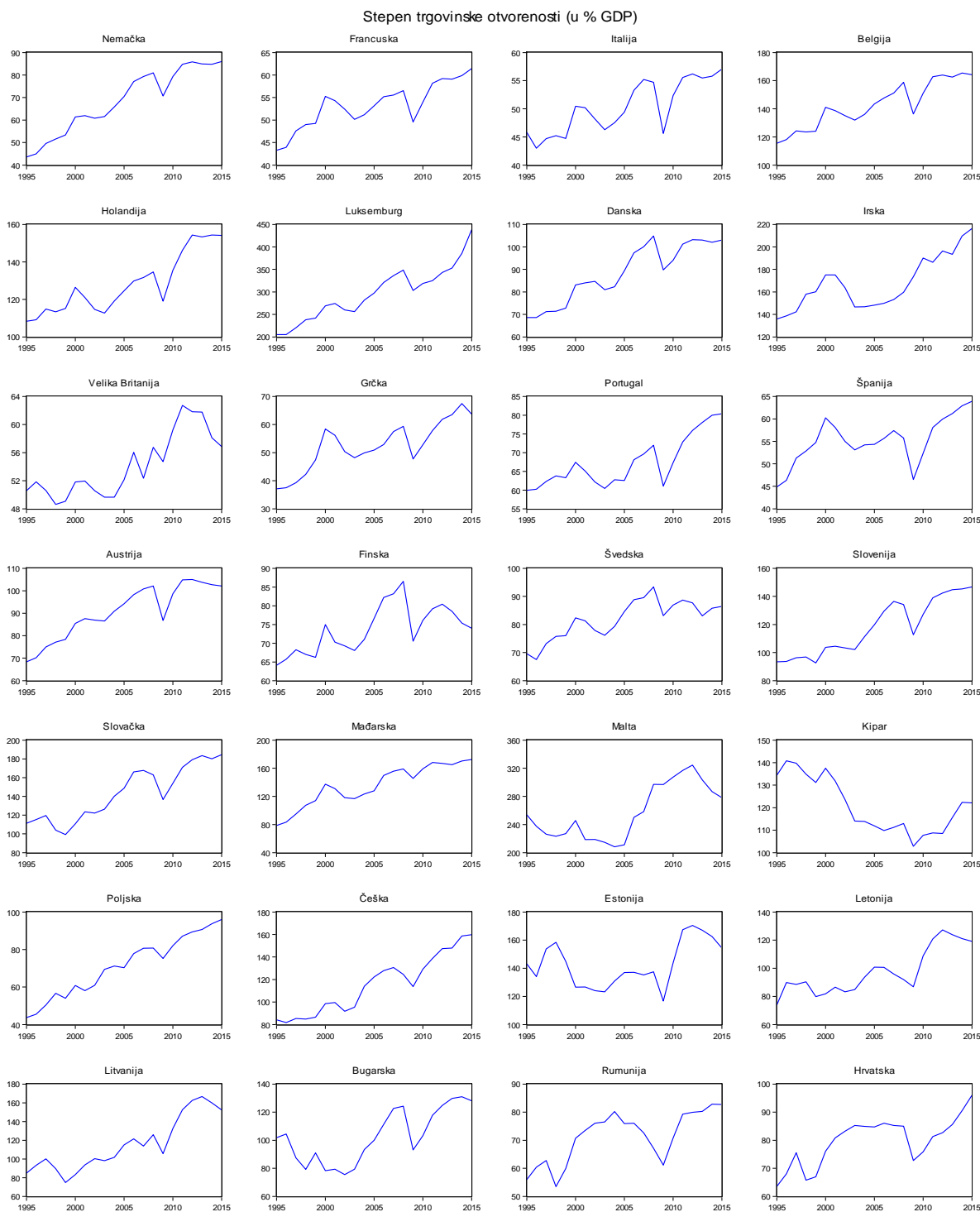
**Slika 3.1A** Fiskalni bilans (u % GDP) u zemljama EU u periodu 1995-2015

### Stopa rasta GDP



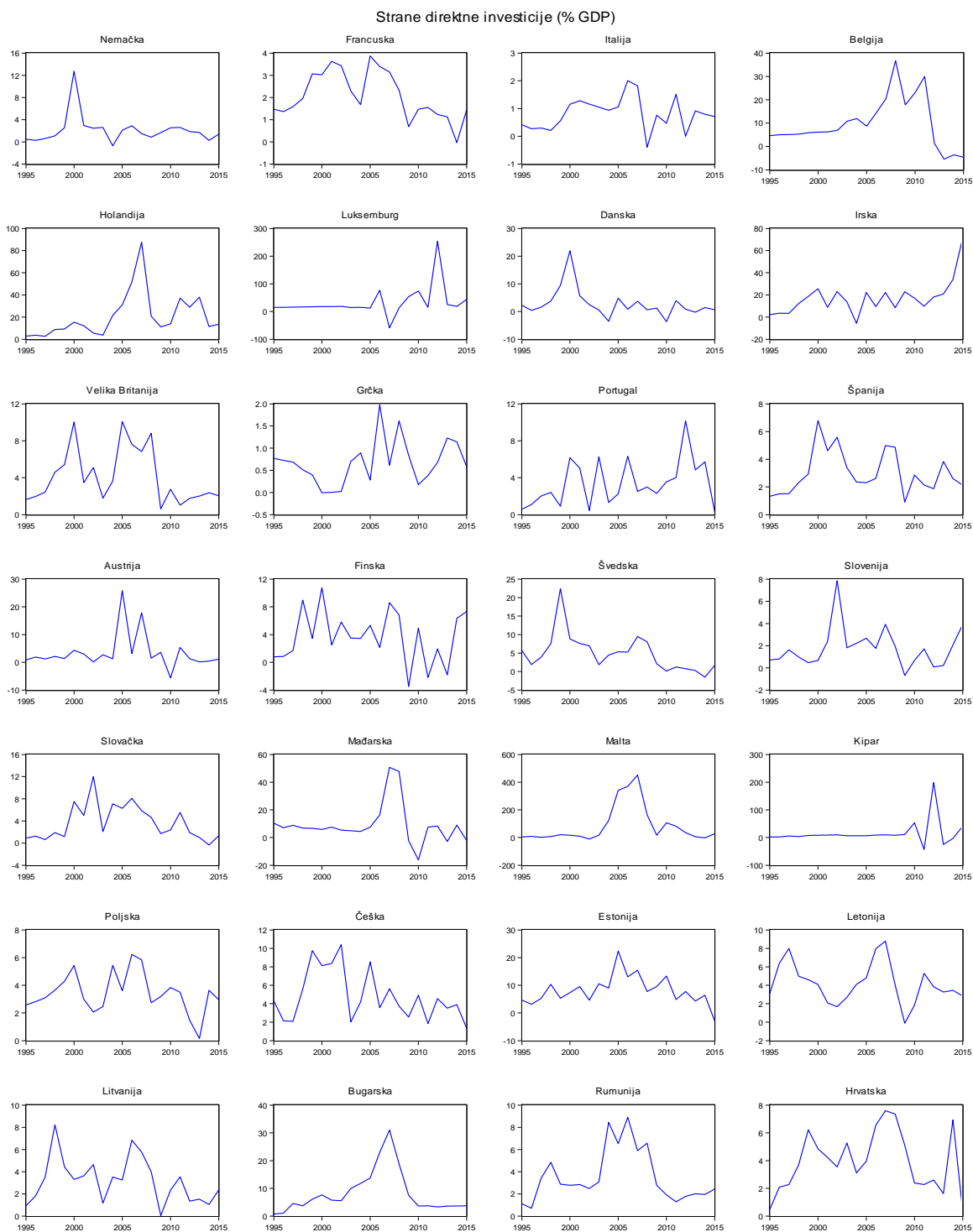
Izvor: Autor.

Slika 3.2A Stopa rasta GDP u zemljama EU za period 1995-2015



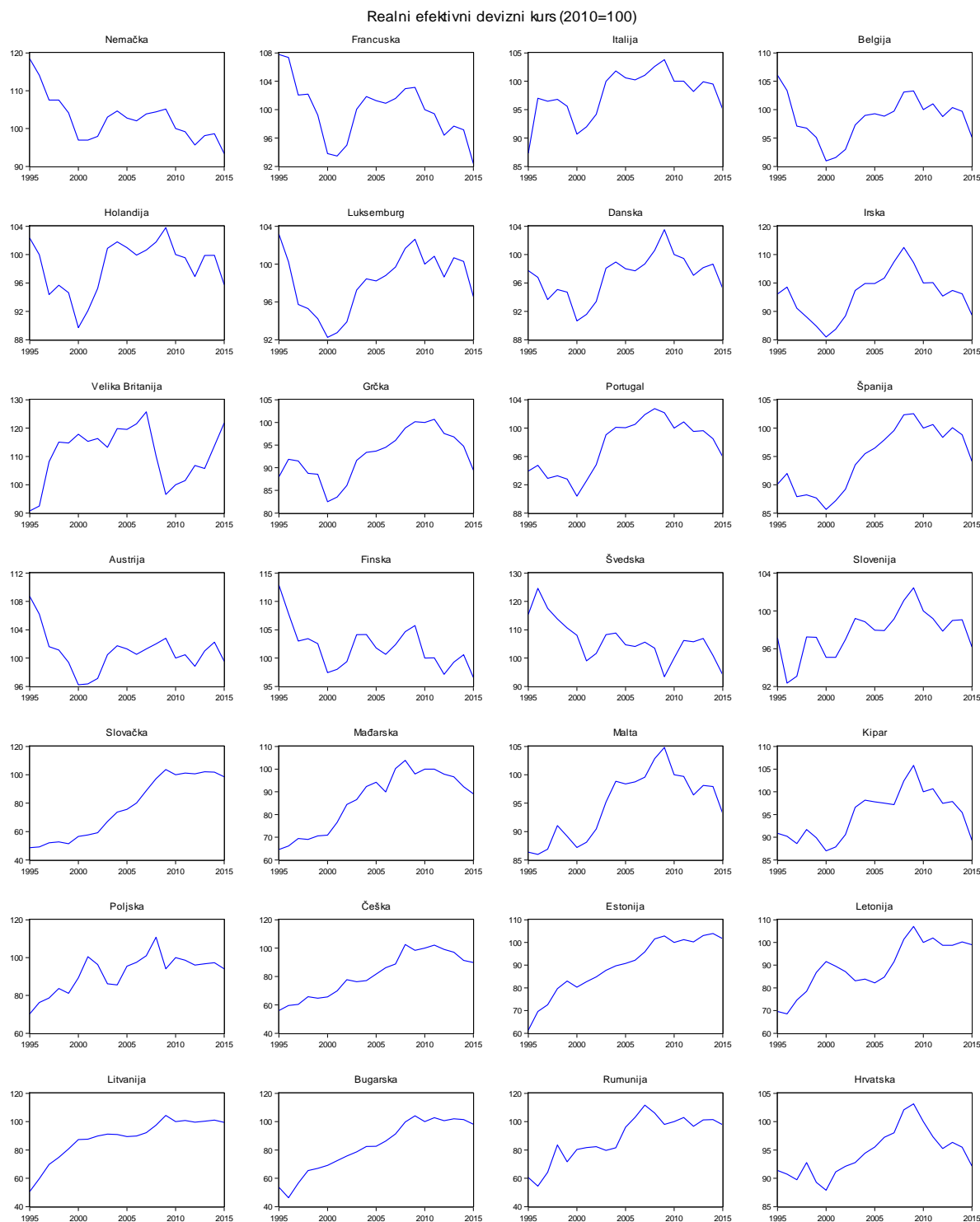
**Izvor:** Autor.

**Slika 3.3A** Stepen trgovinske otvorenosti u zemljama EU za period 1995-2015



**Izvor:** Autor.

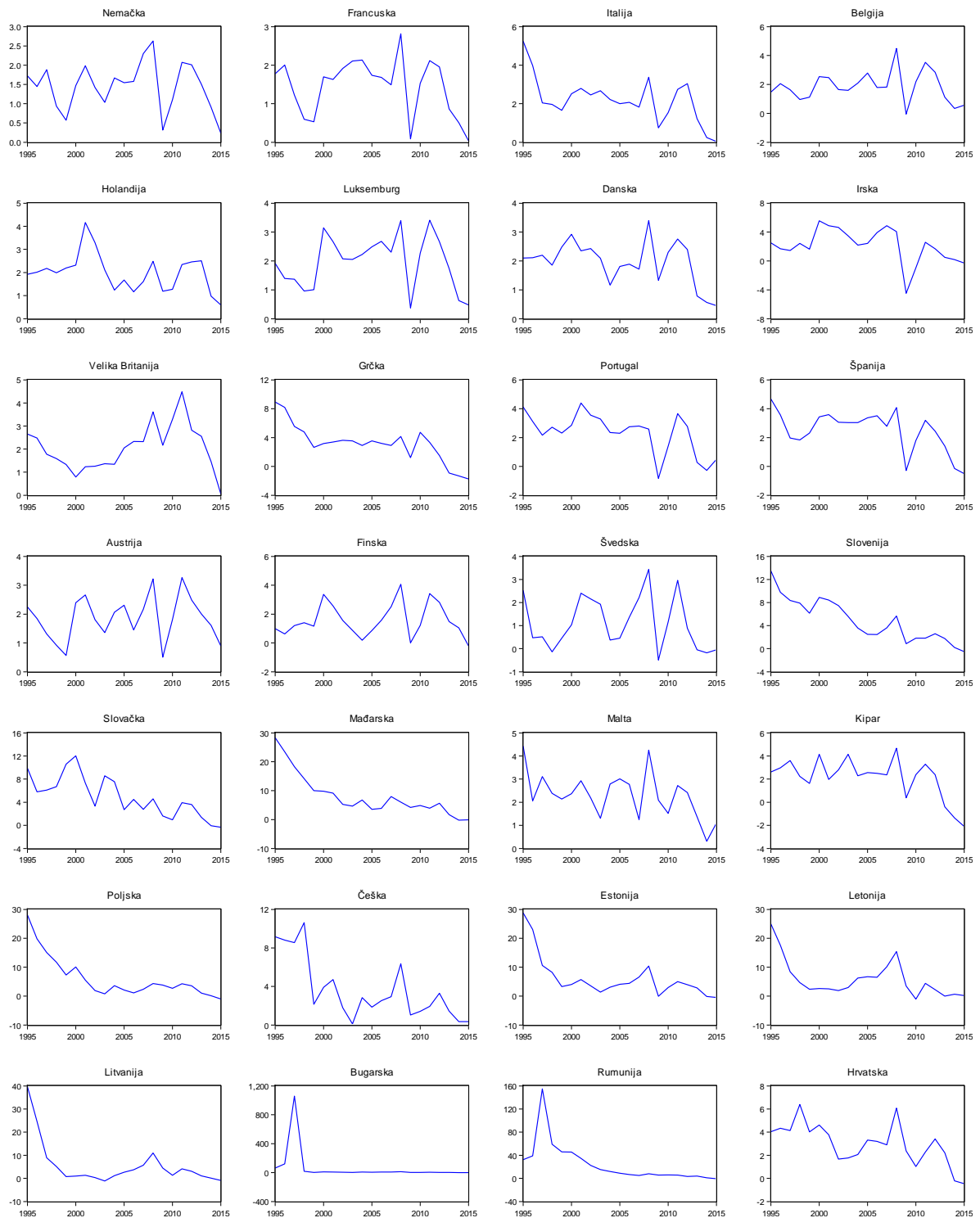
**Slika 3.4A** Strane direktne investicije (% GDP) u zemljama EU za period  
1995- 2015



**Izvor:** Autor.

**Slika 3.5A** Realni efektivni devizni kurs u zemljama EU za period 1995-2015

Stopa inflacije

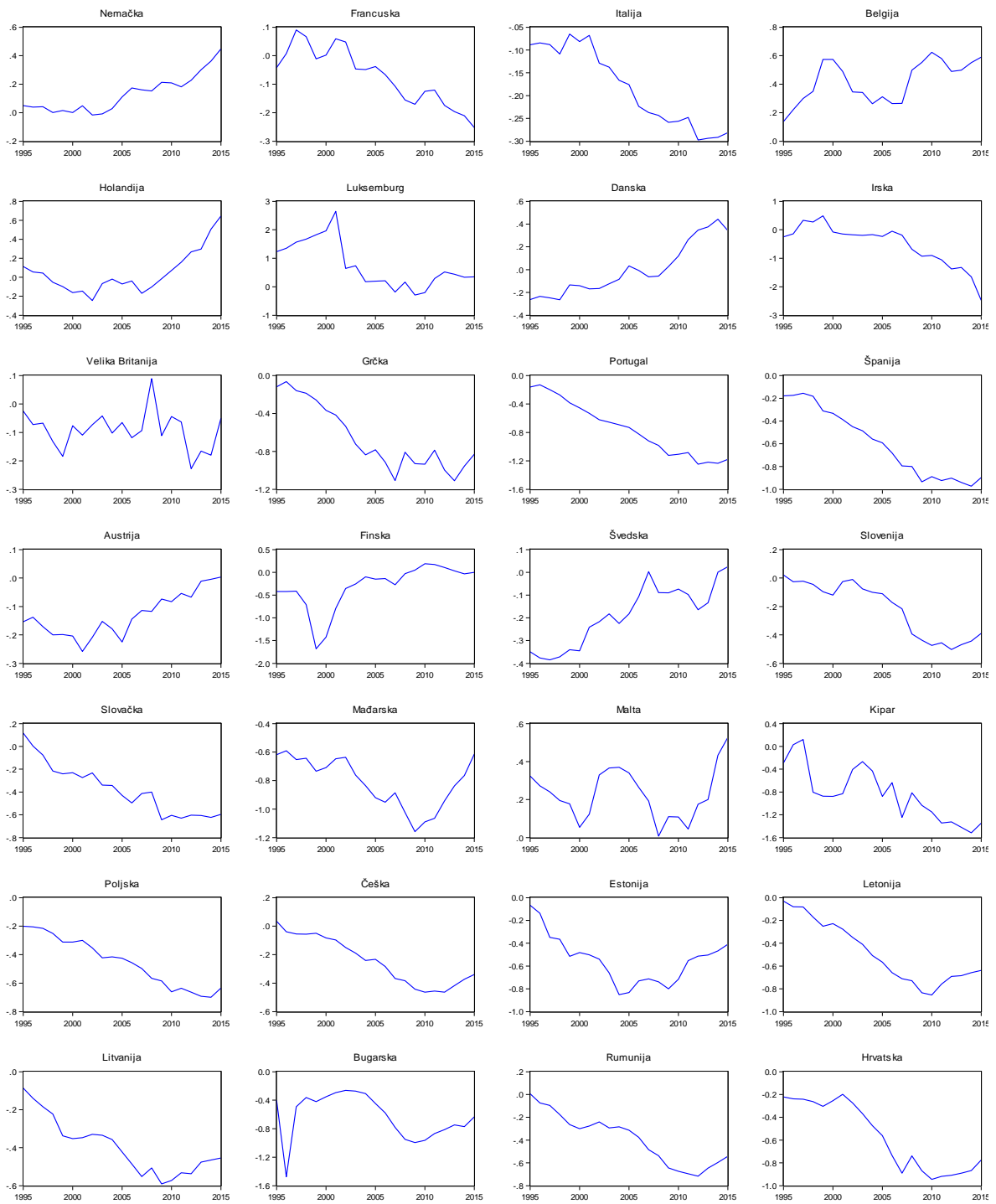


Izvor: Autor.

Slika 3.6A Stopa inflacije zemljama EU za period 1995-2015



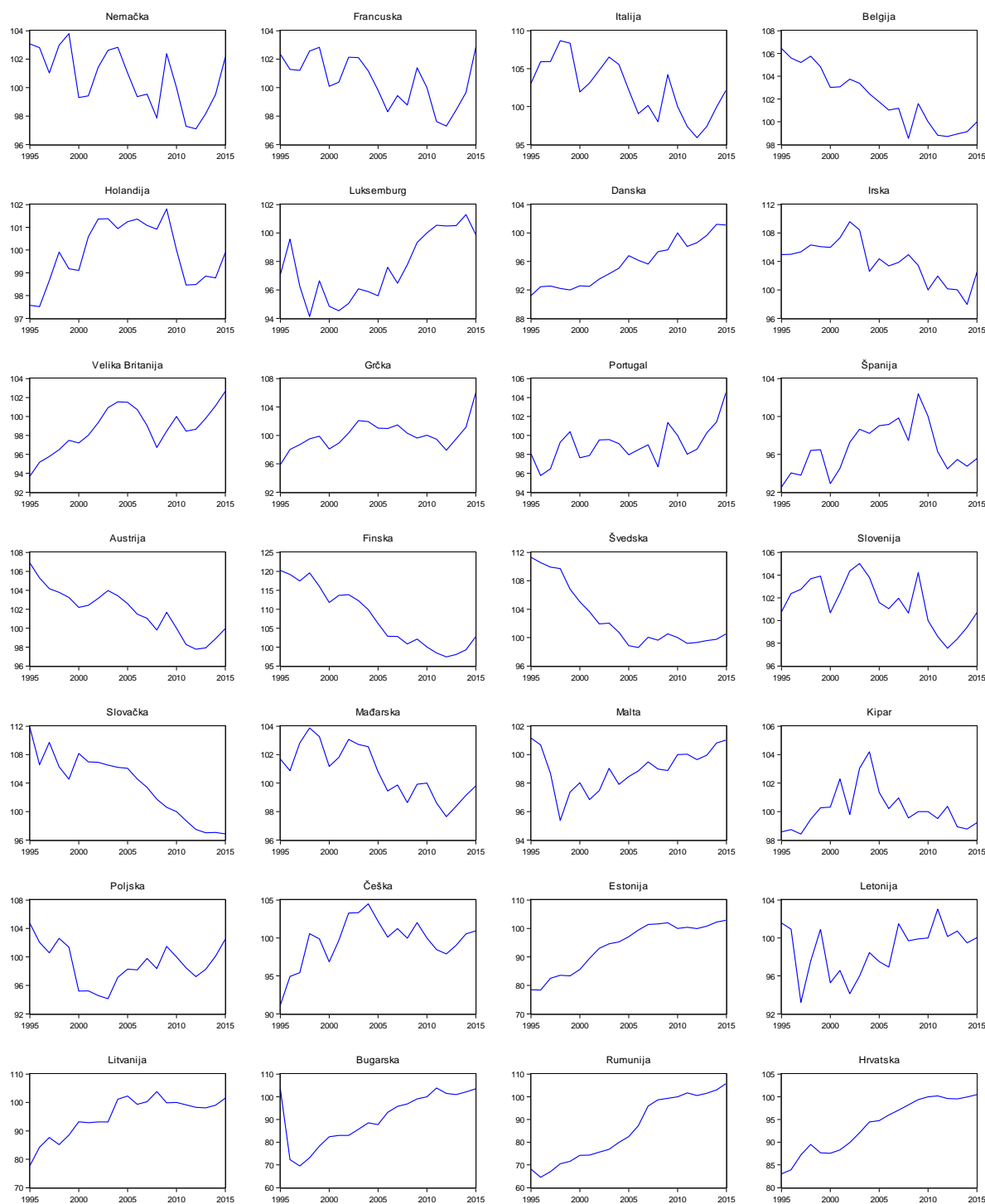
Neto inostrana aktiva (% GDP)



Izvor: Autor.

Slika 3.7A Neto inostrana aktiva (% GDP) u zemljama EU za period 1995-2015

### Odnosi razmene



Izvor: Autor.

Slika 3.8A Odnosi razmene u zemljama EU za period 1995-2015

**Prilog 4** Korelacione matrice determinanti tekućeg računa

**Tabela 4.1A** Korelaciona matrica tekućeg računa i makroekonomskih determinanti

	ca	fb	gdpgr	trade	fdi	reer	infl	nfa	tot
ca	1,0000								
fb	0,2559	1,0000							
gdpgr	-0,1775	0,3354	1,0000						
trade	0,2340	0,1887	0,1510	1,0000					
fdi	-0,0261	0,0476	0,0360	0,3655	1,0000				
reer	0,2706	0,0572	-0,2669	-0,0059	0,0462	1,0000			
infl	0,0834	0,0448	-0,0408	-0,0332	-0,0131	-0,2364	1,0000		
nfa	0,4421	0,2906	0,0947	0,2660	0,1035	0,0091	-0,0276	1,0000	
tot	0,1946	-0,0220	-0,0423	0,0397	0,0137	0,3812	-0,0319	-0,0319	1,0000

Izvor: Autorski proračun.

**Tabela 4.2A** Korelaciona matrica tekućeg računa i demografskih determinanti

	ca	adr	adry	adro	pop
ca	1,0000				
adr	0,3378	1,0000			
adry	0,1408	0,4127	1,0000		
adro	0,1971	0,5871	-0,4950	1,0000	
pop	0,2791	0,0167	0,2918	-0,2434	1,0000

Izvor: Autorski proračun.

**Tabela 4.3A** Korelaciona matrica tekućeg računa i finansijskih determinanti

	ca	fd	caopen	mi	ers	pcred	share	remit
ca	1,0000							
fd	0,4345	1,0000						
caopen	0,1998	0,4991	1,0000					
mi	-0,2306	-0,5521	-0,4231	1,0000				
ers	0,1699	0,4048	0,3563	-0,7409	1,0000			
pcred	0,1748	0,6782	0,3493	-0,4149	0,3478	1,0000		
share	0,4614	0,6643	0,3867	-0,3747	0,2700	0,3587	1,0000	
remit	-0,1035	-0,3211	-0,1299	0,1359	0,0036	-0,1977	-0,0790	1,0000

Izvor: Autorski proračun.

**Tabela 4.4A** Korelaciona matrica tekućeg računa i institucionalnih determinanti

	ca	va	pv	ge	rq	rl	cc
ca	1,0000						
va	0,4963	1,0000					
pv	0,4066	0,6294	1,0000				
ge	0,5631	0,8767	0,5922	1,0000			
rq	0,4355	0,8579	0,5762	0,8734	1,0000		
rl	0,5358	0,9239	0,6175	0,9391	0,8983	1,0000	
cc	0,5634	0,8960	0,5883	0,9470	0,8826	0,9482	1,0000

Izvor: Autorski proračun.

**Prilog 5** Rezultati testiranja modela sa konstantnim regresionim parametrima, modela sa fisknim individualnim i/ili vremenskim efektima i modela sa slučajnim individualnim i/ili vremenskim efektima

**Tabela 5.1A** Model 1 (makroekonomske determinante)

Zavisna varijabla: Tekući račun	Model sa konstantnim regresionim parametrima	Model fiksnih individualnih efekata	Model slučajnih individualnih efelata
fb	0,3285*** (0,0604)	0,0508* (0,0601)	0,1210** (0,0604)
gdpgr	-0,4138*** (0,0587)	-0,2921*** (0,0511)	-0,3225*** (0,0527)
trade	0,0170*** (0,0034)	0,0469*** (0,0085)	0,0309*** (0,0055)
fdi	-0,0238*** (0,0059)	-0,0184*** (0,0052)	-0,0199*** (0,0053)
reer	0,0669*** (0,0179)	-0,0480** (0,0201)	-0,0024 (0,0191)
nfa	4,4764*** (0,4172)	1,3150** (0,5638)	2,2596*** (0,4980)
tot	0,1226*** (0,0310)	0,0566* (0,0342)	0,0658** (0,0335)
Veličina uzorka panela	588	588	588
Test individualnih efekata: F-test; BP-test		<b>12,23 (0,0000)</b>	<b>253,98 (0,0000)</b>
Hausmanov test specifikacije			<b>45,19 (0,0000)</b>

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 5.2A** Model 2 (makroekonomske i demografske determinante)

Zavisna varijabla: Tekući račun	Model sa konstantnim regresionim parametrima	Model fiksnih individualnih efekata	Model slučajnih individualnih efelata
fb	0,2976*** (0,0581)	0,1186** (0,0577)	0,1511** (0,0573)
gdpgr	-0,3871*** (0,0565)	-0,2615*** (0,0488)	-0,3063*** (0,0499)
trade	0,0231*** (0,0035)	0,0431*** (0,0082)	0,0360*** (0,0054)
fdi	-0,0214*** (0,0058)	-0,0158*** (0,0049)	-0,0160*** (0,0051)
reer	0,0407** (0,0177)	-0,0082 (0,0203)	0,0177 (0,0184)
nfa	3,4573*** (0,4315)	1,3287** (0,5462)	1,9047*** (0,4909)
tot	0,1203***	0,0457*	0,0621*

	(0,0304)	(0,0328)	(0,0319)
adr	0,3754*** (0,0526)	0,4312*** (0,0727)	0,4868*** (0,0635)
pop	-0,3303 (0,2566)	-1,5774*** (0,3459)	-0,8767*** (0,3178)
Veličina uzorka panela	588	588	588
Test individualnih efekata:			
F-test; BP-test		<b>12,94 (0,0000)</b>	<b>344,78 (0,0000)</b>
Hausmanov test specifikacije			<b>42,74 (0,0000)</b>

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 5.3A** Model 3 (makroekonomske, demografske i finansijske determinante)

Zavisna varijabla: Tekući račun	Model sa konstantnim regresionim parametrima	Model fiksnih individualnih efekata	Model slučajnih individualnih efekata
fb	0,2735*** (0,0611)	0,1272** (0,0623)	0,1109* (0,0621)
gdpg	-0,4400*** (0,0575)	-0,3763*** (0,0521)	-0,3618*** (0,0529)
trade	0,0274*** (0,0038)	0,0481*** (0,0084)	0,0382*** (0,0058)
fdi	-0,0199*** (0,0057)	-0,0161*** (0,0049)	-0,0155*** (0,0051)
reer	0,0657*** (0,0219)	0,0128 (0,0231)	0,0458** (0,0225)
nfa	2,9927*** (0,4399)	0,4703 (0,5754)	1,5183*** (0,5084)
tot	0,1140*** (0,0309)	0,0595* (0,0335)	0,0626** (0,0329)
adr	0,3390*** (0,0557)	0,4366*** (0,0736)	0,4962*** (0,0658)
pop	-0,3678 (0,3259)	-1,4794*** (0,3503)	-0,9480*** (0,3418)
caopen	-0,5294** (0,2114)	-0,5359** (0,2531)	-0,5052** (0,2422)
pcpred	-0,0091* (0,0055)	-0,0313*** (0,0067)	-0,0186*** (0,0063)
share	0,0282*** (0,0062)	-0,0010 (0,0088)	0,0187** (0,0077)
remit	-0,5025*** (0,1631)	0,5247*** (0,1886)	0,1702 (0,1831)
Veličina uzorka panela	581	581	581
Test individualnih efekata:			
F-test; BP-test		<b>13,02 (0,0000)</b>	<b>296,31 (0,0000)</b>
Hausmanov test specifikacije			<b>51,49 (0,0000)</b>

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 5.4A** Model 4 (makroekonomske, demografske, finansijske i institucionalne determinante)

Zavisna varijabla: Tekući račun	Model sa konstantnim regresionim parametrima	Model fiksnih individualnih efekata	Model slučajnih individualnih efekata
fb	0,1677*** (0,0597)	0,0745 (0,0621)	0,0872 (0,0599)
gdpgpr	-0,4366*** (0,0531)	-0,3660*** (0,0506)	-0,3644*** (0,0498)
trade	0,0326*** (0,0039)	0,0485*** (0,0083)	0,0404*** (0,0057)
fdi	-0,0207*** (0,0053)	-0,0169*** (0,0049)	-0,0179*** (0,0049)
reer	0,0351* (0,0211)	0,0196 (0,0224)	0,0296 (0,0214)
nfa	1,6599*** (0,4384)	0,5895 (0,5592)	0,6666 (0,5031)
tot	0,0483 (0,0315)	0,0478 (0,0337)	0,0318 (0,0315)
adr	0,2104*** (0,0537)	0,4883*** (0,0742)	0,4543*** (0,0657)
pop	-0,7354** (0,3053)	-1,0357*** (0,3518)	-0,9640*** (0,3330)
caopen	-0,3240 (0,2110)	-0,1893 (0,2619)	-0,2133 (0,2417)
pcpred	-0,0255*** (0,0057)	-0,0327*** (0,0068)	-0,0287*** (0,0063)
share	0,0125** (0,0060)	0,0059 (0,0087)	0,0077 (0,0078)
remit	-0,2475 (0,1620)	0,5126** (0,1907)	0,2705 (0,1748)
va	-0,9185 (1,3393)	-0,4304 (1,4324)	-0,6697 (1,3905)
pv	-0,3743 (0,5923)	-0,4524 (0,7319)	-0,0292 (0,6793)
ge	3,1176*** (0,9291)	4,5029*** (1,0845)	4,6774*** (1,0173)
rq	-4,9308*** (0,9220)	-5,9232*** (1,1949)	-5,7109*** (1,1160)
rl	0,6738 (1,1883)	1,8863 (1,5013)	2,2478* (1,3862)
cc	3,2989*** (0,8766)	-0,0666 (1,1828)	1,2164 (1,0239)
Veličina uzorka panela	581	581	581
Test individualnih efekata:			
F-test; BP-test		<b>9,64 (0,0000)</b>	<b>241,94 (0,0000)</b>
Hausmanov test specifikacije		<b>53,61 (0,0000)</b>	

**Napomena:** Standardne greške su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

## Prilog 6 Rezultati testiranja jediničnog korena

**Tabela 6.1A** Madalla-Wu test jediničnog korena

	Docnje	Nivo promenljive		Prva diferencija promenljive	
		Statistika testa	<i>p</i> -vrednost	Statistika testa	<i>p</i> -vrednost
<b>ca</b>	0	41,942	0,918	667,126	0,000
	1	39,301	0,956	315,854	0,000
	2	34,890	0,988	184,507	0,000
	3	31,765	0,996	129,974	0,000
	4	35,252	0,986	76,998	0,033
<b>fb</b>	0	152,913	0,000	631,136	0,000
	1	15,779	0,820	334,888	0,000
	2	53,435	0,501	192,803	0,000
	3	101,819	0,000	161,313	0,000
	4	60,772	0,310	144,400	0,000
<b>gdpgr</b>	0	188,494	0,000	811,519	0,000
	1	150,822	0,000	513,816	0,000
	2	71,545	0,079	263,867	0,000
	3	51,608	0,642	140,866	0,000
	4	53,490	0,570	110,371	0,000
<b>trade</b>	0	28,236	0,999	1083,410	0,000
	1	35,114	0,987	358,054	0,000
	2	22,983	0,998	224,717	0,000
	3	28,494	0,999	164,562	0,000
	4	24,881	1,000	219,457	0,000
<b>fdi</b>	0	240,825	0,000	963,425	0,000
	1	126,713	0,000	424,469	0,000
	2	78,708	0,024	199,779	0,000
	3	74,603	0,049	143,858	0,000
	4	55,926	0,478	259,179	0,000
<b>reer</b>	0	100,843	0,000	1134,842	0,000
	1	100,056	0,000	271,953	0,000
	2	54,459	0,533	121,542	0,000
	3	54,357	0,537	76,268	0,037
<b>infl</b>	0	250,630	0,000	1322,560	0,000
	1	178,685	0,000	518,934	0,000
	2	72,523	0,068	408,161	0,000
	3	76,275	0,037	211,814	0,000
	4	35,461	0,985	112,486	0,000
<b>nfa</b>	0	51,684	0,639	1151,572	0,000
	1	42,401	0,910	319,013	0,000
	2	41,158	0,931	145,789	0,000
	3	54,378	0,536	69,538	0,016
<b>tot</b>	0	76,506	0,036	1353,608	0,000
	1	64,407	0,206	396,564	0,000
	2	44,176	0,873	215,097	0,000
	3	49,892	0,704	180,412	0,000
	4	49,447	0,720	127,170	0,000
<b>adr</b>	0	47,095	0,796	665,107	0,000
	1	105,940	0,000	14,782	1,000
	2	58,790	0,374	27,854	0,999
	3	62,624	0,253	33,058	0,994
	4	65,606	0,178	34,990	0,988
<b>pop</b>	0	143,626	0,000	738,111	0,000

	1	57,692	0,310	311,177	0,000
	2	53,170	0,583	209,574	0,000
	3	76,848	0,034	151,248	0,000
	4	65,354	0,184	96,075	0,001
	0	129,060	0,000	1269,138	0,000
<b>fd</b>	1	200,258	0,000	371,444	0,000
	2	134,303	0,000	153,398	0,000
	3	129,040	0,000	131,238	0,000
	4	71,967	0,074	159,583	0,000
	0	28,824	0,999	959,609	0,000
<b>pcred</b>	1	54,505	0,532	117,347	0,000
	2	46,493	0,814	89,158	0,003
	3	71,576	0,078	65,460	0,181
	4	90,916	0,002	76,452	0,036
	0	70,515	0,092	560,077	0,000
<b>share</b>	1	63,697	0,213	273,539	0,000
	2	91,179	0,002	123,952	0,000
	3	150,041	0,000	275,385	0,000
	4	39,236	0,957	158,610	0,000
	0	64,483	0,204	1034,829	0,000
<b>remit</b>	1	52,745	0,542	283,117	0,000
	2	81,955	0,013	175,033	0,000
	3	123,323	0,000	114,160	0,000
	4	90,613	0,002	183,721	0,000
	0	94,362	0,001	1024,988	0,000
<b>va</b>	1	162,472	0,000	426,793	0,000
	2	100,315	0,000	228,543	0,000
	3	203,841	0,000	180,800	0,000
	4	72,628	0,067	155,648	0,000
	0	75,489	0,042	790,006	0,000
<b>pv</b>	1	69,212	0,210	377,060	0,000
	2	60,760	0,308	215,404	0,000
	3	114,464	0,000	270,803	0,000
	4	49,660	0,712	169,242	0,000
	0	46,088	0,825	1095,865	0,000
<b>ge</b>	1	54,002	0,551	258,611	0,000
	2	41,339	0,928	172,101	0,000
	3	62,900	0,245	119,511	0,000
	0	52,397	0,612	1090,044	0,000
<b>rq</b>	1	69,368	0,108	328,438	0,000
	2	70,241	0,095	174,585	0,000
	3	78,302	0,026	97,399	0,001
	4	75,947	0,039	113,671	0,000
	0	59,526	0,349	1405,116	0,000
<b>rl</b>	1	82,226	0,013	439,623	0,000
	2	50,737	0,674	198,424	0,000
	3	65,029	0,191	138,695	0,000
	4	38,332	0,966	90,401	0,002
	0	59,314	0,356	1134,284	0,000
<b>cc</b>	1	74,755	0,048	371,625	0,000
	2	64,541	0,203	171,602	0,000
	3	63,142	0,305	123,502	0,000
	4	43,813	0,882	125,389	0,000

**Napomena:** Broj docnji je određen Akaikeovim informacionim kriterijumom.

**Izvor:** Autorski proračun.



**Tabela 6.2A** Im-Pesaran-Shin test jediničnog korena

Promenljive:	Nivo promenljive		Prva diferencija promenljive	
	Statistika testa	<i>p</i> -vrednost	Statistika testa	<i>p</i> -vrednost
ca	0,5127	0,6959	-10,6685	0,0000
fb	1,5392	0,1750	-10,2656	0,0000
gdpgr	-5,3151	0,0000	-12,0149	0,0000
trade	1,6695	0,9525	-13,3105	0,0000
fdi	-6,6027	0,0000	-12,3851	0,0000
reer	-1,4284	0,0766	-12,4740	0,0000
infl	-8,2408	0,0000	-13,6759	0,0000
nfa	3,2180	0,9994	-14,1947	0,0000
tot	-1,4739	0,0589	-13,4625	0,0000
adr	4,3251	0,9971	-9,1423	0,0000
pop	2,8790	0,9980	-11,3340	0,0000
fd	-3,5690	0,0002	-12,5445	0,0000
pcpred	7,6235	0,9991	-12,5609	0,0000
share	-1,9088	0,0281	-8,9767	0,0000
remit	0,6192	0,7321	-12,6400	0,0000
va	-1,5160	0,0059	-11,8953	0,0000
pv	-0,9988	0,1589	-11,4623	0,0000
ge	0,1598	0,5635	-13,5776	0,0000
rq	-0,0540	0,4785	-12,1985	0,0000
rl	-1,3030	0,0963	-13,6286	0,0000
cc	-0,2616	0,3968	-13,3094	0,0000

**Napomena:** Broj docnji je određen Akaikeovim informacionim kriterijumom. Kritične vrednosti za nivoe značajnosti od 1%, 5% i 10% iznose -1,820, -1,730 i -1,690, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 6.3A** Hadri test jediničnog korena

Promenljive:	Statistika testa	<i>p</i> -vrednost	Robusna statistika testa	<i>p</i> -vrednost
ca	15,2964	0,0000	19,0690	0,0000
fb	11,6147	0,0000	6,0751	0,0000
gdpgr	7,4879	0,0000	8,2923	0,0000
trade	36,2605	0,0000	31,0507	0,0000
fdi	13,6458	0,0000	3,9105	0,0000
reer	43,2580	0,0000	31,1497	0,0000
infl	4,7037	0,0000	9,6411	0,0000
nfa	36,8825	0,0000	37,5485	0,0000
tot	39,4086	0,0000	26,4934	0,0000
adr	44,3397	0,0000	36,7941	0,0000
pop	10,2009	0,0000	19,7700	0,0000
fd	31,3654	0,0000	27,5497	0,0000
pcpred	42,8003	0,0000	36,3068	0,0000
share	10,5000	0,0000	16,3038	0,0000
remit	27,6828	0,0000	28,1386	0,0000
va	14,4439	0,0000	12,1785	0,0000
pv	20,8651	0,0000	18,6196	0,0000
ge	32,5184	0,0000	27,9468	0,0000
rq	27,7709	0,0000	20,6565	0,0000
rl	34,7623	0,0000	22,4472	0,0000
cc	23,8588	0,0000	19,1284	0,0000

Napomena: Broj docnji je određen Akaikeovim informacionim kriterijumom.

Izvor: Autorski proračun.

**Tabela 6.4A** Pesaranov test jediničnog korena sa uključenim docnjama

	Docnje	Nivo promenljive		Prva diferencija promenljive	
		CIPS statistika	<i>p</i> -vrednost	CIPS statistika	<i>p</i> -vrednost
<b>ca</b>	0	-0,944	0,172	-16,375	0,000
	1	-0,653	0,257	-10,489	0,000
	2	0,782	0,783	-6,956	0,000
	3	1,491	0,932	-6,178	0,000
	4	4,281	1,000	-2,423	0,008
<b>fb</b>	0	-0,706	0,191	-17,723	0,000
	1	-1,522	0,064	-9,224	0,000
	2	1,184	0,882	-2,856	0,002
	3	1,507	0,934	-0,979	0,164
	4	0,701	0,759	-1,212	0,887
<b>gdpgr</b>	0	-4,631	0,000	-14,751	0,000
	1	-3,383	0,000	-7,342	0,000
	2	-2,611	0,005	-3,734	0,000
	3	-1,192	0,117	-2,518	0,006
	4	-0,913	0,181	0,685	0,753
<b>trade</b>	0	2,257	0,988	-15,644	0,000
	1	-0,517	0,303	-4,037	0,000
	2	0,476	0,683	-1,067	0,143
	3	-1,021	0,154	-1,298	0,003
	4	1,395	0,918	0,811	0,791
<b>fdi</b>	0	-8,092	0,000	-20,540	0,000
	1	-2,637	0,004	-12,993	0,000
	2	0,988	0,838	-5,019	0,000
	3	2,272	0,988	-1,645	0,050
	4	-2,449	0,007	-2,457	0,007
<b>reer</b>	0	-5,210	0,000	-19,394	0,000
	1	-9,367	0,000	-10,633	0,000
	2	-3,186	0,001	-4,627	0,000
	3	-1,603	0,054	-2,580	0,005
<b>infl</b>	0	-6,259	0,000	-21,168	0,000
	1	-3,429	0,000	-13,478	0,000
	2	-6,457	0,000	-5,708	0,000
	3	-1,403	0,080	-4,923	0,000
	4	2,850	0,098	-3,298	0,003
<b>nfa</b>	0	-0,787	0,216	-17,325	0,000
	1	-1,678	0,147	-9,608	0,000
	2	-0,891	0,187	-3,477	0,000
	3	-0,596	0,276	-1,183	0,018
<b>tot</b>	0	-1,594	0,055	-20,954	0,000
	1	0,007	0,503	-9,970	0,000
	2	3,354	0,999	-2,353	0,009
	3	1,363	0,913	-1,012	0,095
	4	2,800	0,997	2,135	0,284
<b>adr</b>	0	3,014	0,999	-15,296	0,000
	1	-3,433	0,000	1,243	0,893
	2	0,350	0,637	-0,405	0,343
	3	0,841	0,800	-0,284	0,012
	4	-1,715	0,043	-2,138	0,016

<b>pop</b>	0	1,012	0,844	-15,754	0,000
	1	-2,755	0,003	-7,518	0,000
	2	2,704	0,997	-2,759	0,003
	3	-1,021	0,154	-2,301	0,011
	4	3,311	0,999	0,074	0,530
<b>fd</b>	0	-2,153	0,016	-18,120	0,000
	1	-2,564	0,005	-8,412	0,000
	2	-2,216	0,013	-3,430	0,000
	3	-3,340	0,000	-3,591	0,004
	4	1,493	0,932	-3,068	0,001
<b>pcred</b>	0	1,978	0,976	-9,390	0,000
	1	-1,054	0,146	-4,005	0,000
	2	1,455	0,927	-1,292	0,063
	3	1,164	0,878	0,873	0,809
	4	0,376	0,647	-0,723	0,235
<b>share</b>	0	2,460	0,993	-8,627	0,000
	1	-1,096	0,136	-5,226	0,000
	2	1,700	0,955	-1,088	0,029
	3	1,047	0,853	-0,483	0,315
	4	3,234	0,999	0,511	0,695
<b>remit</b>	0	0,208	0,582	-16,363	0,000
	1	-0,843	0,199	-6,267	0,000
	2	-0,772	0,219	-4,356	0,000
	3	0,302	0,619	-3,894	0,000
	4	3,390	1,000	-1,752	0,040
<b>va</b>	0	-0,847	0,199	-18,648	0,000
	1	-2,184	0,014	-9,825	0,000
	2	0,591	0,723	-4,875	0,000
	3	-0,116	0,454	-1,926	0,027
	4	3,213	0,999	-1,327	0,103
<b>pv</b>	0	-1,632	0,051	-18,105	0,000
	1	-1,280	0,999	-6,909	0,000
	2	-0,746	0,228	-1,245	0,107
	3	-4,114	0,000	-1,449	0,074
	4	-0,802	0,211	-1,017	0,155
<b>ge</b>	0	2,145	0,984	-18,982	0,000
	1	2,557	0,995	-8,343	0,000
	2	4,293	1,000	-4,644	0,000
	3	4,000	0,999	-0,011	0,496
<b>rq</b>	0	-0,799	0,212	-18,174	0,000
	1	-2,344	0,010	-11,698	0,000
	2	1,899	0,971	-5,244	0,000
	3	3,044	0,999	-0,023	0,109
	4	1,028	0,848	1,794	0,964
<b>rl</b>	0	0,276	0,609	-17,755	0,000
	1	0,125	0,550	-8,279	0,000
	2	2,719	0,997	-2,318	0,010
	3	2,262	0,988	-2,274	0,089
	4	2,231	0,987	2,466	0,993
<b>cc</b>	0	1,751	0,960	-20,197	0,000
	1	1,185	0,882	-9,162	0,000
	2	0,976	0,835	-2,643	0,004
	3	-1,567	0,059	-1,469	0,071
	4	2,015	0,978	-1,596	0,055

**Napomena:** Broj docnji je određen Akaikeovim informacionim kriterijumom.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Prilog 7** Dinamički modeli panela sa proširenim skupom objašnjavajućih promenljivih

**Tabela 7.1A** Analiza uticaja determinanti tekućeg računa primenom GMM i QML

metoda

Zavisna varijabla: Tekući račun	SGMM	QML
ca <sub>it-1</sub>	0,6888*** (0,1481)	0,7258*** (0,0349)
fb	0,0549* (0,0639)	0,0624*** (0,0190)
gdpgr	-0,5301*** (0,1236)	-0,3209*** (0,0338)
trade	0,0175* (0,0104)	0,0036 (0,0072)
fdi	-0,0210 (0,0161)	-0,0077** (0,0033)
reer <sub>it-1</sub>	0,1074 (0,2628)	-0,0165 (0,0158)
tot	0,0885 (0,9414)	0,0484* (0,0259)
nfa	3,8524 (7,4626)	0,1528 (0,3835)
pop	-1,0289* (1,0759)	-0,6567** (0,2562)
adr	-0,6047 (4,6417)	0,1666** (0,0605)
pcred	-0,1559* (0,2173)	-0,0179** (0,0049)
share	0,0781 (0,1014)	0,0090 (0,0067)
remit	-0,7859 (0,7283)	0,3063 (0,1405)
fd	1,1607 (6,8746)	-4,8273* (2,3452)
caopen	6,4561** (3,0388)	0,0824 (0,1983)
ge	0,7185 (0,3241)	1,3289 (0,8286)
va	0,9377 (0,4443)	0,0634 (0,9958)
pv	-0,2779 (0,0553)	-0,2407 (0,5248)
rq	1,7676 (0,7849)	-0,5566 (0,8951)
rl	0,9161 (2,8765)	-0,4468 (1,2491)
cc	0,9399 (0,0029)	1,0328 (0,8837)
Hansen test ( <i>p</i> - value)	0,894	
Diff-in-Hansen test	0,986	
A-B test (order 1,	0,196	

<i>p</i> -value)	
A-B test (order 2, <i>p</i> -value)	0,389

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 7.2A** Analiza uticaja strukturnih faktora sa proširenim skupom finansijskih i institucionalnih varijabli

Zavisna promenljiva: tekući račun	Model 6
<b>fb</b>	0,3479* (0,1921)
<b>gdpgr</b>	-0,4023* (0,2214)
<b>trade</b>	0,0454*** (0,0055)
<b>fdi</b>	-0,0364** (0,0124)
<b>nfa</b>	-0,0234 (1,9645)
<b>adry</b>	0,0460 (0,0718)
<b>adro</b>	0,2195* (0,1150)
<b>pop</b>	-0,9492 (0,6712)
<b>caopen</b>	-0,8077 (0,5812)
<b>pcred</b>	-0,0193 (0,0184)
<b>share</b>	0,0173** (0,0078)
<b>remit</b>	-0,4134 (0,2687)
<b>fd</b>	0,6652 (3,4679)
<b>mi</b>	2,9422 (1,7651)
<b>ers</b>	3,1767 (2,0524)
<b>ge</b>	2,6314** (0,9853)
<b>rq</b>	-4,7516 (2,2188)
<b>va</b>	-3,0381 (2,4343)
<b>pv</b>	0,1424 (1,1409)
<b>rl</b>	3,5280 (2,6922)
<b>cc</b>	2,0785 (2,1806)

Veličina uzorka panela	112
R <sup>2</sup>	0,5821
F-statistika	15334,65 (0,0000)
Test individualnih efekata	1,47 (0,2081)
Test vremenskih efekata	1,15 (0,3254)
Test heteroskedastičnosti	10,38 (0,1096)
Test autokorelacije	6,077 (0,0569)
CSD test	0,103
p-vrednost	(0,9177)

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 7.3A** Analiza uticaja cikličnih faktora sa dodatnim finansijskim varijablama primenom sistemskog GMM i QML metoda

Zavisna promenljiva: tekući račun	SGMM	QML
ca <sub>it-1</sub>	0,4441*** (0,1425)	0,2509*** (0,0411)
fb	0,2006** (0,0945)	0,0767*** (0,0142)
gdpgr	-0,2676 (0,1944)	-0,3191*** (0,0379)
trade	0,0789 (0,1126)	0,0103 (0,0118)
fdi	-0,0192 (0,0191)	-0,0074 (0,0044)
reer <sub>it-1</sub>	0,0973 (0,0943)	-0,0091 (0,0215)
tot	0,2719 (0,3407)	-0,0259 (0,0523)
pcpred	-0,0398 (0,0308)	-0,0589*** (0,0102)
share	0,0623 (0,0506)	0,0104 (0,0072)
remit	0,0789 (0,9869)	0,3719** (0,1942)
fd	-3,1781 (5,1668)	-4,1250 (3,1127)
caopen	-5,0352 (4,0748)	-1,0853** (0,3433)
Hansen test (p-value)	0,789	
Diff-in-Hansen test	0,995	
A-B test (order 1, p-value)	0,002	
A-B test	0,364	

(order 2, *p*-value)

**Napomena:** Robusne ocene standardnih grešaka su prikazane u zagradi. \*\*\*, \*\*, \* označavaju statističku značajnost od 1%, 5% i 10%, respektivno.

**Izvor:** Autorski proračun.

**Prilog 8** Analiza tekućeg računa za period 2000-2015. godine na uzorku koji uključuje i pored zemalja članica i zemlje kandidate za pristupanje u EU

**Tabela 8.1A** Deskriptivne statistike determinanti tekućeg računa tokom 2000-2015. godine na uzorku koji uključuje zemlje članice i zemlje kandidate

Determinante:	Srednja vrednost	Medijana	Minimum	Maksimum	Standardna devijacija	Koef. asimetrije	Koef. spljoštenosti
<b>Tekući račun</b>	-2,602	-2,035	-49,755	12,537	6,918	-1,305	8,686
<b>Fiskalni bilans</b>	-2,823	-2,691	-32,178	8,568	3,617	-1,343	12,009
<b>Ekonomski rast</b>	2,538	2,698	-14,814	26,276	3,733	-0,322	8,186
<b>Trgovinska otvorenost</b>	108,530	90,610	24,170	438,157	59,938	2,107	8,543
<b>Inflacija</b>	16,044	2,656	-4,80	146,068	32,840	2,195	6,292
<b>Odnosi razmene</b>	99,440	99,888	74,210	119,386	4,772	-1,016	10,230
<b>Stopa rasta populacije</b>	0,215	0,216	-2,851	2,891	0,789	-0,010	4,189
<b>Stopa zavisnosti stanovništva</b>	48,554	48,456	38,099	60,267	4,103	-0,083	3,013
<b>Krediti privatnom sektoru</b>	76,635	67,923	4,118	260,704	46,594	1,035	4,303

**Izvor:** Autorski proračun.

**Tabela 8.2A** Deskriptivne statistike za makroekonomske determinante tekućeg računa u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 2000-2015. godine

Determinante	Srednja vrednost	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
<b>Srbija</b>				
Tekući račun	-8,130	5,629	-21,050	2,054
Fiskalni bilans	-2,403	2,395	-6,760	1,101
Stopa rasta GDP	3,399	3,597	-3,116	9,046
Trgovinska otvor.	76,103	18,889	103,10	24,170
Odnosi razmene	98,713	4,882	90,150	106,730

Stopa inflacije	83,188	35,575	19,758	132,963
<b>Crna Gora</b>				
Tekući račun	-19,909	11,798	-49,755	-6,758
Fiskalni bilans	-2,641	4,206	-7,366	8,458
Stopa rasta GDP	2,869	3,498	-5,800	6,601
Trgovinska otvor.	101,343	16,052	132,340	71,729
Odnosi razmene	96,631	3,180	91,678	103,242
Stopa inflacije	93,871	11,899	80,254	111,026
<b>Makedonija</b>				
Tekući račun	-4,384	3,535	-12,802	-0,428
Fiskalni bilans	-2,009	2,368	-5,882	2,375
Stopa rasta GDP	2,936	2,523	-3,067	6,473
Trgovinska otvor.	94,545	16,394	71,069	113,698
Odnosi razmene	98,836	2,285	95,058	103,644
Stopa inflacije	95,635	10,447	79,906	110,339
<b>Albanija</b>				
Tekući račun	-9,872	4,366	-19,637	-1,831
Fiskalni bilans	-4,170	2,782	-7,447	4,888
Stopa rasta GDP	4,484	2,262	1,000	8,290
Trgovinska otvor.	73,174	5,578	83,202	63,454
Odnosi razmene	105,724	8,107	96,803	119,386
Stopa inflacije	93,461	11,892	74,141	111,405
<b>Turska</b>				
Tekući račun	-4,421	2,806	-9,604	1,918
Fiskalni bilans	-5,003	5,716	-19,394	-0,607
Stopa rasta GDP	5,237	4,767	-5,962	11,113
Trgovinska otvor.	48,198	2,845	52,663	42,001
Odnosi razmene	99,624	4,714	91,919	106,802
Stopa inflacije	83,718	36,535	20,595	146,068

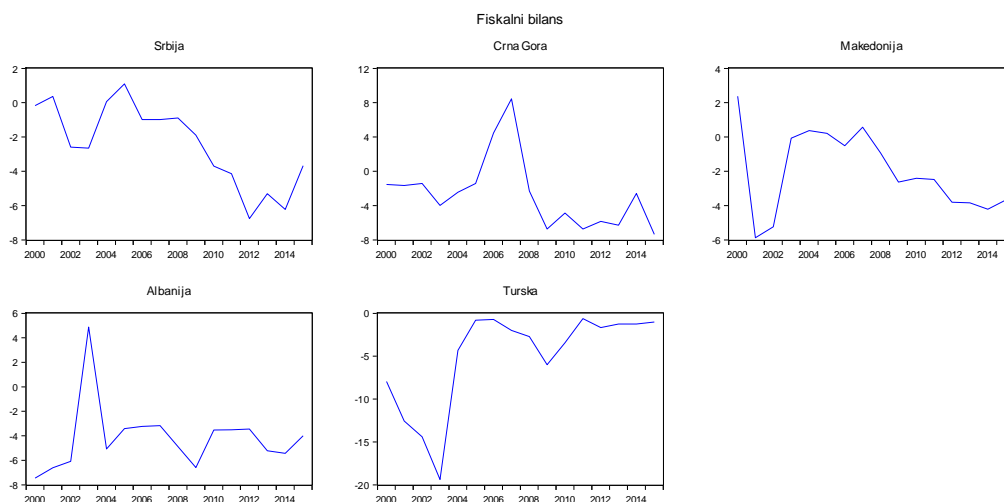
Izvor: Autorski proračun.



Izvor: Autor.

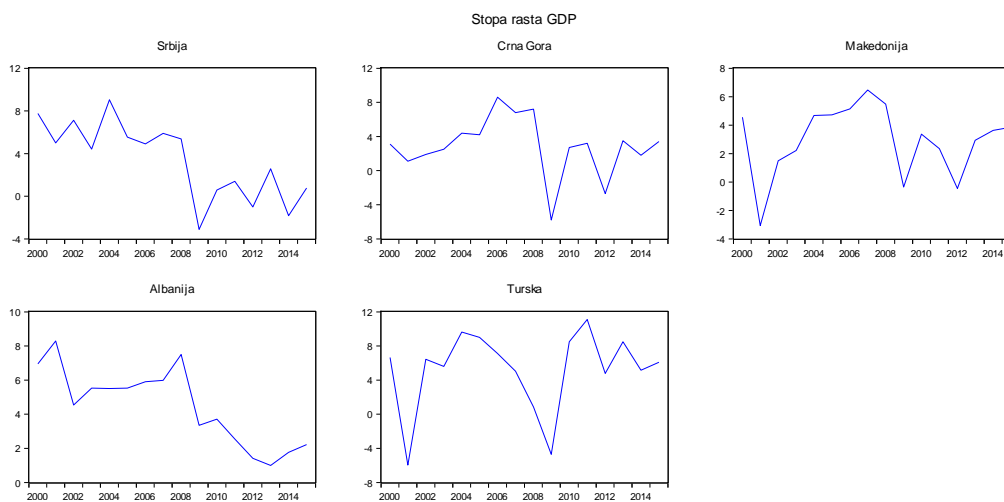
**Slika 8.1A** Tekući račun (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015





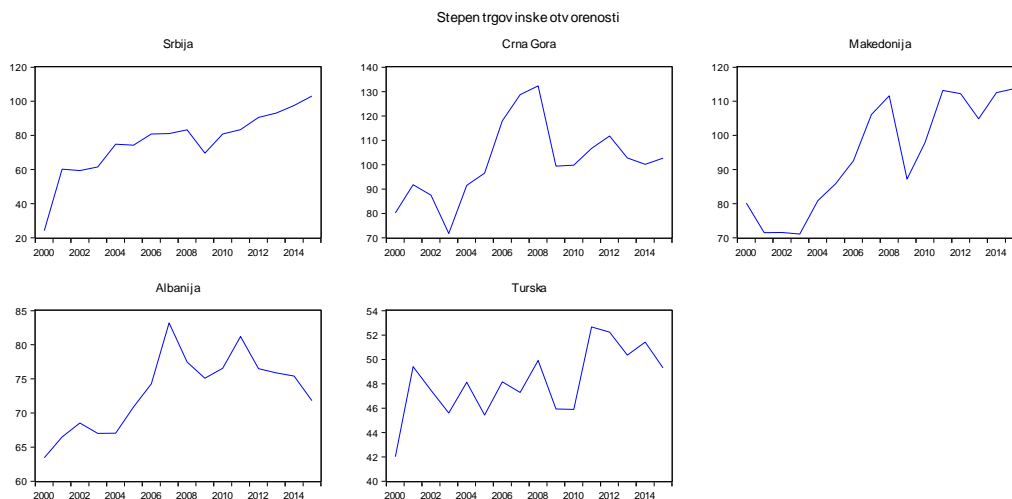
Izvor: Autor.

**Slika 8.2A** Fiskalni bilans (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015



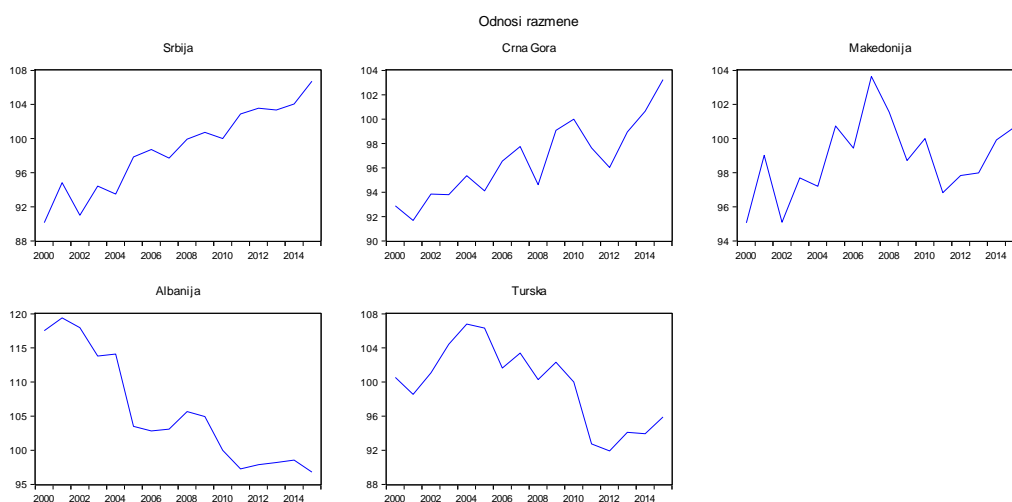
Izvor: Autor.

**Slika 8.3A** Stopa rasta GDP u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015



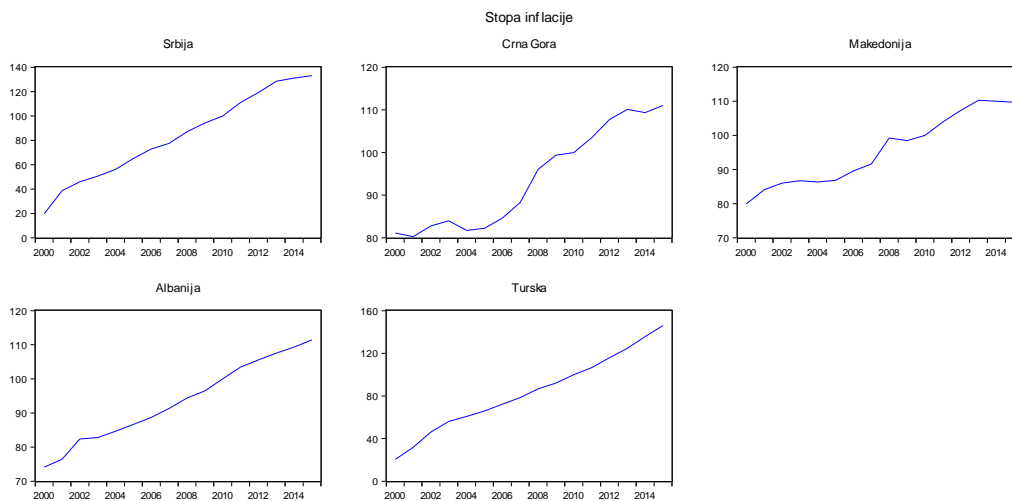
**Izvor:** Autor.

**Slika 8.4A** Stepen trgovinske otvorenosti u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015



**Izvor:** Autor.

**Slika 8.5A** Odnosi razmene u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015



**Izvor:** Autor.

**Slika 8.6A** Stopa inflacije u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015

## Pregled tabela

<b>Tabela 1.1</b>	Očekivani uticaji odabranih determinanti na tekući račun
<b>Tabela 2.1</b>	Dugoročne godišnje kamatne stope na državne obveznice u zemljama periferije i jezgra tokom perioda 2000-2015. godine
<b>Tabela 2.2</b>	Budžetski deficit / suficit i ukupan državni dug u odnosu na GDP
<b>Tabela 3.1</b>	Budžetski deficit u zemljama Evropske unije (u % GDP)
<b>Tabela 5.1</b>	Deskriptivne statistike determinanti tekućeg računa u zemljama EU u periodu 1995-2015. godine
<b>Tabela 5.2a</b>	Statički modeli panela sa fiksnim efektima
<b>Tabela 5.2b</b>	Testovi specifikacije za ocenjene modele sa fiksnim efektima
<b>Tabela 5.3</b>	Pesaranov test zavisnosti uporednih podataka
<b>Tabela 5.4</b>	Pesaranov test jediničnog korena
<b>Tabela 5.5</b>	Analiza uticaja odabranih determinanti na tekući račun primenom GMM i QML metoda
<b>Tabela 5.6</b>	Analiza uticaja makroekonomskih determinanti tekućeg računa primenom dinamičke kvantilne panel regresije
<b>Tabela 5.7a</b>	Analiza uticaja strukturnih faktora na kretanje tekućeg računa
<b>Tabela 5.7b</b>	Testovi specifikacije za ocenjene modele sa fiksnim efektima
<b>Tabela 5.8</b>	Analiza uticaja cikličnih faktora na kretanje tekućeg računa primenom sistemskog GMM i QML metoda
<b>Tabela 5.9</b>	Analiza perzistentnosti eksterne neravnoteže primenom dinamičkog QR modela po pojedinačnim kvantilima
<b>Tabela 5.10</b>	Tekući račun (u % GDP-a) u zemljama kandidatima za pristupanje EU
<b>Tabela 5.11</b>	Tekući račun po godinama posmatranja (komparativna analiza)
<b>Tabela 5.12</b>	Uticaj odabranih determinanti na kretanje tekućeg računa u periodu 2000-2015. godine primenom QML metoda
<b>Tabela 5.13</b>	Analiza perzistentnosti eksterne neravnoteže u periodu 2000-2015.

godine primenom dinamičkog QR modela po pojedinačnim kvantilima

<b>Tabela 5.14</b>	Promene trgovinske otvorenosti i tekućeg računa u zemljama Evropske unije
<b>Tabela 5.15</b>	Granger i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa
<b>Tabela 5.16</b>	Pedroni test kointegracije između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa
<b>Tabela 5.17</b>	Westerlund test kointegracije između trgovinske otvorenosti i tekućeg računa
<b>Tabela 5.18</b>	Ocena koeficijenta modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom MG i PMG metoda
<b>Tabela 5.19</b>	Ocena dugoročne veze primenom PMG, MG i CCEMG metoda
<b>Tabela 5.20</b>	Primena PMG i MG metoda za ocenu heterogenih koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške i heterogene dugoročne veze po jedinicama posmatranja
<b>Tabela 5.21</b>	Rezultati ocenjivanja dugoročne veze po zemljama EU primenom CCEMG metoda
<b>Tabela 5.22</b>	Granger-ov i Dumitrescu&Hurlin test uzročnosti između fiskalnog deficita i tekućeg računa
<b>Tabela 5.23</b>	Pedroni test kointegracije između fiskalnog deficita i tekućeg računa
<b>Tabela 5.24</b>	Westerlund test kointegracije između fiskalnog deficita i tekućeg računa
<b>Tabela 5.25</b>	Ocena koeficijenta modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom MG i PMG metoda
<b>Tabela 5.26</b>	Ocena dugoročne veze između fiskalnog deficita i tekućeg računa primenom PMG, MG i CCEMG metoda
<b>Tabela 5.27</b>	Primena PMG i MG metoda za ocenu heterogenih koeficijenata modela sa korekcijom ravnotežne greške i heterogene dugoročne veze po jedinicama posmatranja
<b>Tabela 5.28</b>	Rezultati ocenjivanja dugoročne veze po zemljama EU primenom CCEMG metoda

<b>Tabela 1A</b>	Determinante tekućeg računa
<b>Tabela 4.1A</b>	Korelaciona matrica tekućeg računa i makroekonomskih determinanti
<b>Tabela 4.2A</b>	Korelaciona matrica tekućeg računa i demografskih determinanti
<b>Tabela 4.3A</b>	Korelaciona matrica tekućeg računa i finansijskih determinanti
<b>Tabela 4.4A</b>	Korelaciona matrica tekućeg računa i institucionalnih determinanti
<b>Tabela 5.1A</b>	Model 1 (makroekonomske determinante)
<b>Tabela 5.2A</b>	Model 2 (makroekonomske i demografske determinante)
<b>Tabela 5.3A</b>	Model 3 (makroekonomske, demografske i finansijske determinante)
<b>Tabela 5.4A</b>	Model 4 (makroekonomske, demografske, finansijske i institucionalne determinante)
<b>Tabela 6.1A</b>	Madalla-Wu test jediničnog korena
<b>Tabela 6.2A</b>	Im-Pesaran-Shin test jediničnog korena
<b>Tabela 6.3A</b>	Hadri test jediničnog korena
<b>Tabela 6.4A</b>	Pesaranov test jediničnog korena sa uključenim docnjama
<b>Tabela 7.1A</b>	Analiza uticaja determinanti tekućeg računa primenom GMM i QML metoda
<b>Tabela 7.2A</b>	Analiza uticaja strukturnih faktora sa proširenim skupom finansijskih i institucionalnih varijabli
<b>Tabela 7.3A</b>	Analiza uticaja cikličnih faktora sa dodatnim finansijskim varijablama primenom sistemskog GMM i QML metoda
<b>Tabela 8.1A</b>	Deskriptivne statistike determinanti tekućeg računa tokom 2000-2015. godine na uzorku koji uključuje zemlje članice i zemlje

kandidate

---

**Tabela 8.2A** Deskriptivne statistike za makroekonomske determinante tekućeg računa u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 2000-2015. godine

## Pregled slika

<b>Slika 1.1</b>	Uticaj fiskalne politike na tekući račun
<b>Slika 2.1</b>	Tekući račun u odabranim grupama zemalja
<b>Slika 2.2</b>	Jedinični troškovi rada i indeks potrošačkih cena u zemljama periferije
<b>Slika 2.3</b>	Realni efektivni devizni kurs u zemljama jezgra i periferije Evrope
<b>Slika 2.4</b>	Promena domaće tražnje i odobrenih kredita privatnom sektoru u perifernim zemljama
<b>Slika 2.5</b>	Promene investicija i štednje u zemljama jezgra i periferije Evrope
<b>Slika 2.6</b>	Tekući račun u zemljama jezgra i periferije (izraženo u američkim dolarima)
<b>Slika 2.7</b>	Kapitalni račun u zemljama jezgra i periferije (izraženo u američkim dolarima)
<b>Slika 2.8</b>	Državni dug u % GDP u zemljama periferije
<b>Slika 2.9</b>	Stopa rasta GDP-a (levo) i promena javnog duga u % GDP (desno) u odnosu na štednju tokom 2011-2012. godine
<b>Slika 2.10</b>	Kretanje troškova rada u zemljama periferije u odnosu na prosek Evrozone
<b>Slika 2.11</b>	Kretanje stope inflacije u perifernim zemljama (godišnja stopa rasta)
<b>Slika 2.12</b>	Realni efektivni devizni kurs zasnovan na indeksu jediničnih troškova rada, 2010=100
<b>Slika 3.1</b>	Odnos tekućeg i fiskalnog računa u zemljama Evropske unije (u % GDP)
<b>Slika 3.2</b>	Tekući račun u zemljama jezgra i periferije Evrozone (% GDP)
<b>Slika 3.3</b>	Privatni i javni tokovi kapitala u perifernim zemljama (u % GDP)
<b>Slika 3.4</b>	Identifikovane epizode iznenadnog prekida priliva kapitala u zemljama periferije
<b>Slika 5.1</b>	Tekući račun u zemljama Evropske unije (u % GDP-a)
<b>Slika 5.2</b>	Tekući račun (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU tokom 2000-2015



<b>Slika 2.1A</b>	Determinante tekućeg računa po zemljama EU, prosek za period 1995-2015
<b>Slika 2.2A</b>	Determinante tekućeg računa po godinama posmatranja u zemljama EU
<b>Slika 3.1A</b>	Fiskalni bilans (u % GDP) u zemljama EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 3.2A</b>	Stopa rasta GDP u zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 3.3A</b>	Stepen trgovinske otvorenosti u zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 3.4A</b>	Strane direktne investicije (% GDP) u zemljama EU za period 1995- 2015
<b>Slika 3.5A</b>	Realni efektivni devizni kurs u zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 3.6A</b>	Stopa inflacije zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 3.7A</b>	Neto inostrana aktiva (% GDP) u zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 3.8A</b>	Odnosi razmene u zemljama EU za period 1995-2015
<b>Slika 8.1A</b>	Tekući račun (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 8.2A</b>	Fiskalni bilans (u % GDP) u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 8.3A</b>	Stopa rasta GDP u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 8.4A</b>	Stepen trgovinske otvorenosti u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 8.5A</b>	Odnosi razmene u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015
<b>Slika 8.6A</b>	Stopa inflacije u zemljama kandidatima za pristupanje EU u periodu 1995-2015

## Pregled simbola

<i>ca</i>	Tekući račun
<i>fb</i>	Fiskalni bilans
<i>gdpgr</i>	Ekonomski rast
<i>trade</i>	Trgovinska otvorenost
<i>fdi</i>	Strane direktne investicije
<i>reer</i>	Realni efektivni devizni kurs
<i>infl</i>	Inflacija
<i>nfa</i>	Neto inostrana aktiva
<i>tot</i>	Odnosi razmene
<i>adr</i>	Odnos zavisnosti populacije
<i>adry</i>	Odnos zavisnosti mladih
<i>adro</i>	Odnos zavisnosti starih
<i>pop</i>	Populacija
<i>fd</i>	Indeks finansijske razvijenosti
<i>caopen</i>	Indeks kapitalne otvorenosti
<i>mi</i>	Indeks monetarne nezavisnosti
<i>ers</i>	Indeks stabilnosti deviznog kursa
<i>pcred</i>	Krediti privatnom sektoru
<i>share</i>	Kapitalizacija tržišta akcija
<i>remit</i>	Prilivi doznaka
<i>va</i>	Pravo glasa i odgovornosti
<i>pv</i>	Politička stabilnost
<i>ge</i>	Efikasnost vlade
<i>rq</i>	Kvalitet regulacija
<i>rl</i>	Vladavina prava
<i>cc</i>	Kontrola korupcije
$S_P, I_P$	Privatna štednja i investicije
$S_G, I_G$	Državna štednja i investicije

$CA_t^S = S_t^S - I_t^S$	Tekući račun predstavljen delovanjem strukturnih faktora
$CA_t^C = S_t^C - I_t^C$	Tekući račun predstavljen delovanjem cikličnih faktora
$S > I = X > M$	Pozitivni odnosi razmene
$S < I = X < M$	Negativni odnosi razmene
$T_g, G_g$	Državni porezi i državna potrošnja
$CD$	Zavisnost uporednih podataka
$\mu_i$	Individualni efekti
$\lambda_t$	Vremenski efekti
$GMM$	Uopšteni metod momenata
$QML$	Kvazi maksimalna verodostojnost
$QR$	Kvantilna regresija
$OLS$	Obični najmanji kvadrati
$GLS$	Uopšteni najmanji kvadrati
$2SLS$	Dvostepeni metod najmnjih kvdrata
$ECM$	Model sa komponentama slučajne greške
$CSD$	Zavisnost uporednih podataka
$FMOLS$	Potpuno modifikovani najmanji kvadrati
$DOLS$	Dinamički obični najmanji kvadrati
$MG$	Metod grupnih sredina
$PMG$	Metod združenih grupnih sredina
$CCE$	Metod sa zajeničkim korelisanim efektima

## Biografija autora

Slađana Bodor je rođena 2. oktobra 1986. godine u Bačkoj Palanci, gde je završila osnovnu školu kao i srednju ekonomsku školu, obe sa odličnim uspehom i Vukovom diplomom.

Trogodišnje studije ekonomije Ekonomskog fakulteta u Subotici, smer Evropska ekonomija i biznis, okončala je u periodu 2005-2008. godine sa prosečnom ocenom 9,26. Master studije na Ekonomskom fakultetu u Subotici, smer Evropska ekonomija i biznis, završila je 08.07.2010. godine sa prosečnom ocenom 10,00. Treći semestar master studija, u periodu od septembra 2009. godine do februara 2010. godine, u okviru Erasmus mundus programa razmene studenata, obavila je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Gentu, Belgija. Školske 2010/2011. godine upisala je master studije na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, na studijskom programu Ekonometrija. U 2011. godini je položila sve ispite sa prosečnom ocenom 9,29 i odbranila master rad na temu Ocena perzistentnosti realnog deviznog kursa u odabranim evropskim ekonomijama u usponu.

Doktorske studije je upisala školske 2011/2012. godine na Ekonomskom fakultetu u Beogradu na modulu Ekonomija i u dosadašnjem toku studiranja je položila sve ispite, prijavila doktorsku tezu pod nazivom *Analiza perzistentnosti i divergentnosti tekućeg računa u evropskim ekonomijama metodama panela*, i odbranila dva doktorantska kolokvijuma.

U svojstvu istraživača-pripravnik angažovana je od februara 2009. godine na Ekonomskom fakultetu u Subotici na departmanu za Evropsku ekonomiju i biznis, dok je od decembra 2010. godine kao saradnik u nastavi bila angažovana na predmetima Makroekonomija i Evropske integracije. U zvanje asistenta je izabrana 2012. godine. Asistent je glavnog urednika časopisa *Panoeconomicus* i član Predsedništva Saveza ekonomista Vojvodine.

U svom dosadašnjem istraživačkom radu, u koautorstvu je napisala veći broj radova koji su objavljeni u stručnim časopisima i prezentovani na naučnim konferencijama u inostranstvu.

Прилог 1.

## Изјава о ауторству

Потписани-а Слађана М. Бодор

број индекса Д1 1/11

### Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом

Анализа перзистентности и дивергентности текућег рачуна у европским економијама  
методама панела

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

Потпис докторанда

У Београду, 8.4.2019.

Слађана Бодор

Прилог 2.

### Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора Слађана М. Бодор

Број индекса Д1 1/11

Студијски програм Економија

Наслов рада Анализа перзистентности и дивергентности текућег рачуна у  
европским економијама методама панела

Ментор проф. др Радмила Драгутиновић Митровић

Потписани/а Слађана М. Бодор

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу **Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

Потпис докторанда

У Београду, 8.4.2019.

Слађана Бодор

Прилог 3.

### Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Анализа перзистентности и дивергентности текућег рачуна у европским економијама  
методама панела  
која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство
2. Ауторство - некомерцијално
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима
5. Ауторство – без прераде
6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

Потпис докторанда

У Београду, 8.4.2019.

Слађана Богдр