

**UNIVERZITET U BEOGRADU**

**EKONOMSKI FAKULTET**

**Olgica B. Glavaški**

**EKONOMETRIJSKO MODELIRANJE  
EFIKASNOSTI I ODRŽIVOSTI JAVNE POTROŠNJE  
U EVROPSKIM ZEMLJAMA**

**Doktorska disertacija**

**Beograd, 2016.**

**UNIVERSITY OF BELGRADE**

**FACULTY OF ECONOMICS**

**Olgica B. Glavaški**

**ECONOMETRIC MODELING OF EFFICIENCY  
AND SUSTAINABILITY OF PUBLIC  
EXPENDITURE IN EUROPEAN COUNTRIES**

**Doctoral Dissertation**

**Belgrade, 2016.**

**Mentor: dr Radmila Dragutinović Mitrović**

**Redovni profesor**

**Univerzitet u Beogradu**

**Ekonomski fakultet**

**Članovi Komisije:**

**dr Miloško Arsić, vanredni profesor, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet**

**dr Milena Jovičić, redovni profesor u penziji, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet**

**dr Kosta Josifidiš, redovni profesor, Univerzitet u Novom Sadu, Ekonomski fakultet u Subotici**

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

# Ekonometrijsko modeliranje efikasnosti i održivosti javne potrošnje u evropskim zemljama

## Rezime

U ovom radu se analizira fiskalna održivost, uticaj javne potrošnje na produblјivanje fiskalnog deficita i efikasnost politika javne potrošnje u 28 ekonomija Evropske Unije u periodu 1995-2014. godine, u okviru ekonometrijskih metoda nestacionarnih heterogenih panela, sa zavisnošću uporednih podataka.

Fiskalna održivost je analizirana objedinjenjem pristupa o fiskalnoj održivosti zasnovanog na varijablama toka i pristupa na bazi modela stok-tok sa ciljem da se istraži drugi sloj kointegracije između javnog duga i javne potrošnje. Kako bi se obuhvatili heterogeni parametri i zavisnost po uporednim podacima u analiziranom uzorku panela, korišćen je metod (združenih) grupnih sredina i metodi sa zajedničkim korelisanim faktorima. Rezultati kointegracione analize upućuju da postoji slaba održivost, dok rezultati multikointegracionog pristupa pružaju heterogenu evidenciju o dublјoj kointegraciji, izdvajajući grupe ekonomija u kojima fiskalne vlasti prilagođavaju javnu potrošnju kako bi stabilizovale javni dug, u odnosu na *ad hoc* promene javne potrošnje.

Pri istraživanju uticaja politika javne potrošnje na fiskalni deficit, upoređivani su rezultati dobijeni u klasičnim modelima panela prilagođenim kako bi obuhvatili uslovnu heterogenost i nestacionarnost, sa novim metodama zasnovanim na pristupu sa zajedničkim korelisanim faktorima. Dijagnostički testovi pokazuju da su preferabilni metodi koji obuhvataju neidentifikovane zajedničke faktore i zavisnost uporednih podataka. Determinante koje doprinose i remete fiskalnu ravnotežu su identifikovane, pri čemu u homogenom i heterogenom modelu izdaci za penzije predstavljaju važan remetilački faktor. U zemljama u kojima nije značajno faktorsko opterećenje, nije značajno ni prilagođavanje ravnotežnoj vezi, niti uticaj politika javne potrošnje na fiskalni deficit, upućujući da je pridržavanje fiskalnog okvira EU ključni faktor održivosti.

Analiza efikasnosti diskrecionih mera na području politika socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja pri ispunjenju postavljenih ciljeva, ukazuje da postoji izražena heterogenost među članicama EU. Rezultati se ne mogu uopštiti za grupe evropskih zemalja (stare članice/emergentne ekonomije Evrope), jer postoje veće sličnosti između definisanih grupa, nego unutar grupa. Ispostavlja se da pristupanje EU ne znači automatsko poboljšanje u fiskalnoj politici, ali su pozitivna iskustva u kontekstu najbolje prakse zabeležena u određenim emergentnim ekonomijama Evrope.

**Ključne reči:** efikasnost, fiskalna održivost, javna potrošnja, heterogeni paneli, zavisni paneli, (multi)kointegracija, zajednički korelisani faktori.

**Naučna oblast:** ekonomske nauke.

**Uža naučna oblast:** javne finansije i ekonometrija.

**JEL:** H50, C33.

**UDK:** [336.5:336.532.2]:330.43(4)(043.3)

# Econometric Modeling of Efficiency and Sustainability of Public Expenditure in European Countries

## Summary

This paper analyzes fiscal sustainability, public expenditure influence on fiscal deficit deepening and efficiency of public expenditure policies in 28 countries of the European Union in the period 1995-2014, within econometric framework of nonstationary heterogeneous panels with cross-sectional dependence.

Fiscal sustainability is analyzed by unifying the approach for fiscal sustainability testing based on flow variables, and the approach based on stock-flow models, with the aim to investigate second layer of cointegration, between public debt and public expenditure. In order to obtain heterogeneous parameters and cross-sectional dependency in analyzed sample, (pooled) mean group and common correlated factors approach are used. The results of cointegration analysis point to weak sustainability, while results of multicointegration approach provide heterogeneous evidence of deeper cointegration, distinguishing groups of economies in which fiscal authorities adjust their public expenditure in order to stabilize public debt, relative to *ad hoc* changes in public expenditures.

In exploring public expenditure influence on fiscal deficit, we compared the results obtained by standard panel estimators modified to encompass restricted heterogeneity and nonstationarity, and results obtained by using estimators from common correlated factors approach. Diagnostic tests showed that preferable estimators are those which account for unobserved common factors incorporating cross-section dependence. The determinants which contribute and disturb fiscal balance are identified. According to the main findings of the paper pension expenditure is important disturbance factor. In economies with nonsignificant factor loadings, fiscal adjustment is not significant, nor public expenditure influence on fiscal deficit, indicating that compliance with EU fiscal framework is crucial factor of fiscal sustainability.

Analysis of discretionary measures efficiency in the area of social insurance, health and education policies in meeting goals, indicates that there is a significant heterogeneity among the EU member states. The results could not be generalized to the groups of European countries (old members/emerging European economies), because there are more similarities between defined groups than within groups. It turns out that joining the EU does not automatically improve fiscal policy, but the positive experiences in the context of best practices are observed in certain emerging European economies.

**Key words:** Efficiency, Fiscal sustainability, Public expenditure, Heterogeneous panels, Dependent panels, (Multi)Cointegration, Common correlated factors.

**Scientific field:** Economic Sciences.

**JEL:** H50, C33.

**Narrow scientific field:** Public Finance and Econometrics.

**JEL:** H50, C33.

**UDK:** [336.5:336.532.2]:330.43(4)(043.3)

# SADRŽAJ

<b>UVOD</b>	1
<b>PRVI DEO – TEORIJSKI I ISKUSTVENI ASPEKTI</b>	8
<b>I POGLAVLJE – TEORIJSKI KONCEPTI POLITIKA JAVNE POTROŠNJE</b>	9
1. Referentni teorijski diskurs	9
2. Efikasnost: država i (ne)savršenost tržišta	17
2.1 Javna dobra i eksterni efekti	22
2.2 Nesavršena konkurencija, nepotpuna tržišta i nesavršenost informacija	25
2.3 Makroekonomska neravnoteža	28
2.4 Ne-tržišni neuspesi	29
3. Javna potrošnja	32
3.1 Socijalno osiguranje	36
3.1.1 Penzijsko osiguranje	37
3.1.2 Osiguranje za slučaj nezaposlenosti	45
3.1.3 Osiguranje za slučaj invalidnosti	46
3.2 Socijalna zaštita	47
3.3 Zdravstvena zaštita	50
3.4 Obrazovanje	55
3.5 Ostali oblici javne potrošnje	61
4. Finansiranje javne potrošnje	63
4.1 Izvori za finansiranje javne potrošnje	63
4.2 Dualitet javne potrošnje i investicija	66
4.3 Stabilizaciono ograničenje	67
4.4 Održivost	69
4.4.1 Koncept kointegracije – modeli toka	73
4.4.2 Koncept multikointegracije – modeli stok-tok	79
<b>II POGLAVLJE – POLITIKE JAVNE POTROŠNJE U ZEMLJAMA EVROPE</b>	83
1. Stare članice Evropske Unije	88
1.1 Iskustva u socijalnom osiguranju	88
1.2 Iskustva u zdravstvenom osiguranju	93
1.3 Iskustva u javnoj potrošnji za obrazovanje	98
2. Emergentne ekonomije Evrope	103
2.1 Iskustva u socijalnom osiguranju	104
2.2 Iskustva u zdravstvenom osiguranju	106
2.3 Iskustva u javnoj potrošnji za obrazovanje	110
3. Zapadni Balkan	113
4. Javna potrošnja u Srbiji	115

III POGLAVLJE – EKONOMETRIJSKI OKVIR	118
1. Referentni metodski diskurs	118
2. Izbor optimalnog modela panela	120
2.1 Specifikacija	122
2.1.1 Heterogeni slobodni član i homogeni regresioni parametri	124
2.1.2 Heterogeni parametri	127
2.2 Ocenjivanje	128
2.2.1 Ocenjivanje modela sa individualnim (i vremenskim efektima)	129
2.2.1.1 Fiksna specifikacija	129
2.2.1.2 Stohastička specifikacija	131
2.3 Izbor modela	136
3. Specifični metodološki problemi u modelu panela	140
3.1 Ocenjivanje u uslovima neispunjenosti pretpostavki modela panela sa komponentama slučajne greške	140
3.1.1 Endogenost, heteroskedastičnost i autokorelacija	141
3.1.2 Zavisnosti između uporednih podataka (CSD)	142
3.2 Stacionarnost i nestacionarnost	144
3.2.1 Testovi jediničnih korena prve generacije	145
3.2.2 Testovi jediničnih korena druge generacije	150
3.3 Specifikacija nestacionarnih modela panela	154
3.3.1 Testovi kointegracije	155
3.3.1.1 Testovi kointegracije prve generacije	156
3.3.1.2 Testovi kointegracije druge generacije	160
3.3.1.3 Testovi multikointegracije	163
3.3.2 Metodi ocenjivanja heterogenih parametara	168
3.3.2.1 Ocenjivanje modela sa heterogenim parametrima	169
3.3.2.1.1 Metod grupnih sredina (MG)	169
3.3.2.1.2 Metod združenih grupnih sredina (PMG)	171
3.3.2.2 Pristup modeliranju na osnovu zajedničkih faktora	172
3.3.2.2.1 Metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG)	177
3.3.2.2.2 Metod proširenih grupnih sredina (AMG)	178
3.3.2.2.3 Metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEP)	179
3.3.3 Poređenje alternativnih metoda za obuhvat homogenih/heterogenih parametara u slučaju postojanja zavisnosti između uporednih podataka	180

<b>IV POGLAVLJE – EMPIRIJSKI REZULTATI ODRŽIVOSTI JAVNE POTROŠNJE U HETEROGENIM ZEMLJAMA EVROPE</b>	<b>183</b>
1. Raspoloživi podaci i komparacija deskriptivnih statistika	185
1.1 Heterogenost uzorka i alternative obuhvata	189
1.2 Zavisnost uporednih podataka	191
1.3 Testovi jediničnih korena	192
2. Održivost javne potrošnje	195
2.1 Modeli toka – kointegraciona analiza	196
2.1.1 Provera robusnosti – hipoteza „oporezuj i troši“	205
2.1.2 Provera robusnosti – skraćenje dimenzije N	206
2.1.3 Provera robusnosti – produženje dimenzije T	208
2.1.4 Primena metoda sa zajedničkim korelisanim efektima	215
2.2 Modeli stok-tok – multikointegraciona analiza	218
2.2.1 Provera robusnosti – skraćenje dimenzije N	224
2.2.2 Provera robusnosti – produženje dimenzije T	226
2.3 Komparacija rezultata i zaključci	229
2.4 Osvrt na zemlje Zapadnog Balkana	233
3. Uticaj politika javne potrošnje na fiskalni deficit	235
3.1 Primena modela sa heterogenim slučajnim članom i homogenim regresionim parametrima	238
3.2 Primena modela sa heterogenim slučajnim članom i homogenim regresionim parametrima u grupama zemalja	244
3.3 Primena modela sa heterogenim parametrima	246
4. Efikasnost javne potrošnje	250
4.1 Sistem socijalnog osiguranja	254
4.2 Obrazovni sistem	257
4.3 Zdravstveni sistem	260
<b>ZAKLJUČAK</b>	<b>266</b>
Literatura	272
Apendiks	287
Spisak šema i spisak grafika	313
Spisak tabela	314
Spisak slika	317
Spisak simbola	318
Biografija autora	319



## Uvod

Obezbeđenje efikasnosti i fiskalne održivosti predstavlja ključni problem fiskalne politike u evropskim ekonomijama u poslednje dve dekade, prouzrokovan izdašnom javnom potrošnjom, padom fiskalnog priliva i prekomernom akumulacijom javnog duga. Posledično nastaje niz dužničkih kriza, shodno tolerisanju mekog budžetskog ograničenja i neelastične javne potrošnje koja je prepreka za redukovanje predimenzioniranih javnih izdataka. Preciznije, država interveniše kako bi regulisala nesavršenosti tržišta, a u pravcu obezbeđenja efikasnije alokacije resursa, ali istovremeno kreira nove nesavršenosti i dovodi u pitanje fiskalnu održivost. Fiskalna (ne)održivost nastaje kao posledica uticaja sistemskih faktora, odnosno dugoročno neusklađene poreske politike i politika javne potrošnje u izrazu penzijskog i zdravstvenog sistema, obrazovanja, izdataka za vojsku, državne administracije. Stoga se u fokus dovodi pitanje efikasnosti i sposobnosti fiskalnih vlasti da finansiraju javnu potrošnju pri ograničenim kapacitetima privreda, kao i da otplaćuju tekući i budući javni dug. Stoga, dualitet efikasnost-održivost javne potrošnje i heterogenost njenog (ne)obezbeđenja u zemljama Evropske Unije (EU), predstavlja temu od izuzetne važnosti i okosnicu ovog rada. Dakle, predmet istraživanja je analiza efikasnosti i održivosti politika javne potrošnje u ispunjenju postavljenih ciljeva u ekonomijama Evropske Unije u periodu 1995-2014.

Potreba za analizom politika javne potrošnje proizlazi iz načina funkcionisanja savremenih privreda, koji podrazumeva permanentne državne intervencije, usled kontinuiranih ekonomsko-političkih izazova i neizvesnosti. Razlog i opravdanje za državne intervencije leži u težnji za korigovanjem nekonkurentskih tržišnih struktura, smanjenjem uticaja negativnih eksternih efekata i šokova, obezbeđenjem javnih dobara i umanjem gubitaka usled asimetričnih informacija. Stoga, država interveniše na polju socijalne, zdravstvene, obrazovne, odbrambene politike, korigujući nesavršenosti privatnog sektora, ali i generišući nove nesavršenosti. Zato efikasnost državnih intervencija prema postavljenim redistributivnim ciljevima i održivost javne potrošnje pri postojećim fiskalnim ograničenjima, podleže stalnim preispitivanjima. Održavanje adekvatnog odnosa na području različitih politika javne potrošnje je veoma aktuelna tema koja je predmet akademskog diskursa, što se u referentnom smislu očituje u

velikom broju naučnih radova na temu efikasnosti i održivosti u savremenoj svetskoj literaturi.

Pritisak na uspostavljanje efikasnosti i fiskalne održivosti je jak, a u analiziranom periodu postaje intenziviran delovanjem autonomnih faktora, pored diskrecionih. Promene starosne strukture ekonomija Evrope, u kontekstu smanjenja radno sposobne populacije i sve većeg udela starijih osoba u ukupnoj populaciji, ima niz konsekvenci na ponudu radne snage, privredni rast, raspodelu dohotka, pa posledično i na efikasnost politika javne potrošnje (usled rasta izdataka za penzije i pomoć starijem stanovništvu). Takođe, fiskalna održivost postaje izazov usled relativno niskih stopa ekonomskog rasta i smanjenih fiskalnih zahvatanja, zajedno sa visokom nezaposlenošću. Osim toga, izazovi poput procesa globalizacije, rasta siromaštva i nejednakosti između i unutar zemalja, te promene političke strukture i moći, kao i strukturni indikatori (nasleđeni uslovi, tradicija, institucionalni okvir), koji ne mogu biti kontrolisani u kratkom roku od strane države ili tržišnih mehanizama, determinišu fiskalnu neravnotežu. Globalna kriza dodatno intenzivira potrebu za rastom javne potrošnje, ali istovremeno utiče na sve oštrija fiskalna ograničenja.

Uzimajući u obzir navedene izazove, u disertaciji se sa teorijskog stanovišta sagledavaju moguće alternativne politike javne potrošnje, kako bi se uočile prednosti i nedostaci primene pojedinih oblika i intenziviranja primene politika. Naime, cilj je identifikacija nesavršenosti tržišta i posledičnih neefikasnosti, koje zatim predstavljaju argumentaciju za državnu intervenciju na polju socijalnog osiguranja, zdravstvenog osiguranja i obrazovanja. Analiza specifičnih problema svake od politika javne potrošnje, fokusira pitanje da li su dobra koja država proizvodi javna ili privatna, koji su postavljeni ciljevi kada država interveniše, pitanje oprečnih stavova od liberalnih do konzervativnih o problemu redistribucije, problem tekućeg ili kapitalizovanog finansiranja usled demografskih promena, kao i problem potencijalnog istiskivanja investicija privatnog sektora usled državnih intervencija. Detaljna analiza navedenih dilema, kao i iskustava evropskih ekonomija, doprinose definisanju poželjnog nivoa državnih intervencija, odnosno pozicioniranju uloge države.

Sa stanovišta pitanja održivosti, osnovno usmerenje fiskalne politike u evropskim ekonomijama određeno je ka smanjenju fiskalnog deficita i obezbeđenju fiskalne održivosti, što je formalno definisano Ugovorom iz Mاستrihta (The Maastricht

Treaty, 1992) i Paktom o stabilnosti i rastu (Stability and Growth Pact, 1997). Zemlje se obavezuju da ispune fiskalne ciljeve, što podrazumeva respektovanje srednjoročne budžetske pozicije, kao i ciljeve da se obezbedi fiskalna ravnoteža ili suficit budžeta. Kako je propisano Ugovorom iz Mاستrihta, deficit budžeta ne sme biti veći od dozvoljenog deficita koji iznosi 3% bruto domaćeg proizvoda (BDP), dok javni dug ne sme biti veći od propisane gornje granice, 60% BDP. Pored uvođenja zajedničke budžetske discipline, evropske ekonomije formiraju Evropski socijalni model (Scharpf 2002) koji predstavlja viziju društva sa održivim ekonomskim rastom zajedno sa napretkom u uslovima življenja i rada. Evropski socijalni model(i) kombinuje ekonomsku, socijalnu politiku i politiku zapošljavanja, kao “trougao” politika koje obezbeđuje sinergiju. Ideja o Evropskom socijalnom modelu zaživela je kao posledica potrebe za odbranom evropskih zemalja od procesa globalizacije, kao i sa ciljem formiranja zajedničkog identiteta.

Iako su evropske ekonomije suočene sa istim fiskalnim pravilima o deficitu i javnoj potrošnji, koja predstavljaju trajna ograničenja fiskalne politike, implementacija pravila i ciljeva razlikuje se na nacionalnom nivou, što rezultira u različitim politikama javne potrošnje i obezbeđenja fiskalne održivosti. Drastične razlike se ogledaju u načinu regulisanja nezaposlenosti, putem tržišnog mehanizma ili javne potrošnje. Anglo-saksonske zemlje su tradicionalno orijentisane ka tržišnim mehanizmima, sa niskom ali efikasnom javnom potrošnjom, što rezultira u visokoj nejednakosti i jakoj ekonomiji, dok je za nordijske ekonomije tradicionalna izdašna javna potrošnja, razvijena socijalna mreža i jednakost u dohotku. Mediteranske i kontinentalne zemlje vode politiku visoke (ali neefikasne) javne potrošnje, te se nalaze između dve pomenute ekstremne grupe u sprovođenju politika fiskalne održivosti.

Sa procesom proširenja Evropske Unije, postavlja se pitanje veoma važne teme fiskalne politike (bivših) tranzicionih zemalja koje su se pridružile EU 2004, 2007. i 2013. godine (evropskih zemalja u usponu, odnosno, emergentnih ekonomija Evrope), kao i zemalja koje su u procesu pridruživanja. Naime, nakon napuštanja sistema centralnog upravljanja, emergentne zemlje Evrope su promenile ekonomsko i političko okruženje, i sprovele sveobuhvatne reforme fiskalne politike. Vlade tranzicionih zemalja suočile su se sa teškim zadatkom obezbeđenja kratkoročne i dugoročne fiskalne ravnoteže, što je podrazumevalo niz fiskalnih prilagođavanja i smanjenje javne

potrošnje. Emergentne ekonomije Evrope su sprovele transformaciju fiskalnog obuhvata i javne potrošnje, preusmerile su ciljeve javne potrošnje kao i mehanizme za postizanje ciljeva radi obezbeđenja fiskalne održivosti. Sa druge strane, reforme na svim nivoima u zemljama (potencijalnim) članicama EU, nisu u potpunosti sprovedene, iako pomenute zemlje prihvataju ciljeve fiskalne politike postavljene od strane evropskih ekonomija.

Postavlja se pitanje da li pomenute zemlje formiraju zaseban sistem funkcionisanja javnih finansija, ili su u procesu traženja i pridruživanja postojećim modelima funkcionisanja javne potrošnje. Drugim rečima, pitanje je da li zemlje koje su se naknadno pridružile EU, formiraju sopstvene mehanizme politika javne potrošnje usled različitih ciljeva, ili vode slične politike kao zemlje koje su ranije pristupile EU, a da se razlika očituje samo u tranzicionoj prirodi novih članica EU. Dakle, u radu se ne polazi od *a priori* podele zemalja na stare i nove članice EU, već se proučava da li se zemlje EU mogu klasifikovati u grupe shodno sličnostima u fiskalnim prilagođavanjima radi obezbeđenja efikasnosti i fiskalne održivosti, ili su sasvim heterogene.

Ideja u ovom radu je, prvo, da se analizira heterogenost uspostavljanja fiskalne održivosti evropskih ekonomija, primenom tradicionalnog teorijskog okvira vezanog za modele toka i kointegracionu analizu panela između javne potrošnje i javnih prihoda, kao i modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom metoda združenih grupnih sredina. Na taj način je moguće utvrditi zajedničku dugoročnu vezu između javne potrošnje i javnih prihoda, dok je po zemljama moguće odrediti heterogeno prilagođavanje dugoročnom ravnotežnom nivou. Zatim, primenom multikointegracije, zasnovane na stok-tok modelima, obezbeđuje se provera postojanja dublje kointegracione veze u sistemu integrisanih varijabli. Naime, multikointegraciona analiza proverava postojanje drugog sloja kointegracije između varijable stoka (javnog duga) i varijabli toka (javne potrošnje i javnih prihoda). Tako je moguće proveriti da li su reakcije fiskalnih vlasti u smislu korekcija javne potrošnje sprovedene na način da uzimaju u obzir nivoe zaduženja ili su sprovedene *ad hoc*. Drugo, ideja je da se odgovori na pitanje da li pojedinačne politike javne potrošnje izazivaju visoke deficite, i ukoliko je to tačno, da li je moguće izbeći ili izvršiti preusmerenje takvih politika radi obezbeđenja fiskalne održivosti. S tim u vezi, primenjene su alternativne strategije modeliranja na bazi grupisanja zemalja prema sličnostima u vođenju fiskalnih politika i modeliranja u panelu sa heterogenim koeficijentima po pojedinačnim zemljama. U radu

se analizira niz determinanti fiskalnog deficita u 28 ekonomija EU, u periodu od 1995. do 2014. godine, klasifikovanih u nekoliko grupa: budžetske, makroekonomske, demografske i političke. Treće, proverava se efikasnost državnih intervencija na području socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja u odnosu na postavljene ciljeve svake od politika.

Realizacija navedenih ideja, u ekonometrijskom smislu, podrazumeva primenu alternativnih specifikacija u okviru modela panela: od specifikacija sa homogenim parametrima (klasični ili standardni metodi), do specifikacija sa heterogenim parametrima, od metoda koje ignorišu postojanje zavisnosti između uporednih podataka do onih koji tu zavisnost obuhvataju. Naime, veličina uzorka od 28 zemalja EU u poslednjih 20 godina implicira su u pitanju makro paneli, u kojima je primena standardnih metoda ograničena. Stoga su u radu, standardni metodi prilagođeni u smislu obuhvata uslovne heterogenosti grupisanjem i nestacionarnosti diferenciranjem, a zatim su dobijeni rezultati komparirani sa rezultatima po metodama koje se zasnivaju na heterogenim parametrima (metodi grupnih sredina i združenih grupnih sredina, kao i metodi zavisnih panela - modeli sa zajedničkim faktorima). Na osnovu modela sa zajedničkim faktorima uključuju se neidentifikovani faktori koji imaju heterogeno faktorsko opterećenje, a koji uzrokuju zavisnost između uporednih podataka. Primenom diverzifikovanih metoda, praćene su promene u ocenama parametara i dijagnostičkim testovima sa ciljem da se utvrde metodi koji obezbeđuju što preciznije i pouzdanije rezultate za merenje efikasnosti i fiskalne održivosti.

Konsultujući savremenu literaturu iz oblasti javne potrošnje i primenjene ekonometrije panela, ova disertacija ima sledeća tri cilja:

- (1) **Teorijski** – na osnovu sistematične analize teorijskih koncepata i iskustava ekonomija Evropske Unije, donošenje zaključaka o prednostima i manama specifičnih alternativnih politika javne potrošnje;
- (2) **Metodski** – pronalaženje adekvatnog načina obuhvata specifičnih kvantitativnih i kvalitativnih uticaja na javnu potrošnju. Navedeni cilj se postiže primenom:
  - primenom metodi za ocenu heterogenih nestacionarnih panela uz prisustvo zavisnosti uporednih podataka;

- poređenjem performansi modela sa homogenim/heterogenim parametrima i metoda zavisnih i nezavisnih panela;
- (3) **Primenjeni** – definisanje preporuka kreatorima ekonomskih politika, što se ostvaruje na osnovu:
- ocenjivanja da li je fiskalna politika održiva za prosek EU i za svaku zemlju pojedinačno;
  - merenja intenziteta uticaja politika javne potrošnje na pogoršanje pozicije deficita za prosek EU, grupe zemalja i za svaku zemlju pojedinačno;
  - ocenjivanja efikasnosti politika javne potrošnje.

Očekivani rezultat je pozicionisan na relaciji: efikasnost vs. neefikasnost različitih politika javne potrošnje i održivost vs. neodrživost ukupne politike javne potrošnje, kojima je proverena svrsishodnost koncepta politika javne potrošnje u evropskim ekonomijama. Doprinos rada se odnosi na primenu savremenih metoda i modela panela, kao i na obuhvat svih zemalja EU pri analizi efikasnosti i fiskalne održivosti.

Disertacija je organizovana na sledeći način. Prvi deo fokusira teorijske i iskustvene okvire politika javne potrošnje. U tom delu, prvo poglavlje je posvećeno objašnjenju problema uspostavljanja Pareto-efikasnosti delovanjem tržišnih mehanizama naspram državne intervencije. Zatim su analizirane politike socijalnog, zdravstvenog osiguranja, obrazovanja, kao i ostale politike u kojima državna politika preuzima primat. Nakon toga je definisan koncept fiskalne održivosti i dat pregled postojeće literature iz oblasti fiskalne održivosti, što predstavlja teorijsku osnovu za empirijsku proveru koncepta održivosti primenom testova jediničnog korena, kointegracione i multikointegracione analize. U drugom poglavlju su predstavljeni iskustveni aspekti politika socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja u starim članicama EU, emergentnim ekonomijama EU, kao i na Zapadnom Balkanu.

Drugi deo prikazuje ekonometrijski i primenjeni okvir. U tom delu, treće poglavlje elaborira metodski okvir korišćen u radu: klasični modeli panela i metode njihovih ocenjivanja, specifikacije i metodi ocenjivanja heterogenih nestacionarnih panela, problem zavisnosti uporednih podataka. Prikazan je teorijski okvir, a zatim primena Pesaranovog testa jediničnih korena i CD-testa zavisnosti uporednih podataka,

Kao, Pedroni i Westerlund test kointegracije, zatim metod (združenih) grupnih sredina, proširenih grupnih sredina i metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima. U četvrtom poglavlju su predstavljeni rezultati ocenjenih modela fiskalne održivosti i efikasnosti, sa fokusom na rezultatima kointegracione analize, metoda združenih grupnih sredina i multikointegracije. Zatim su prikazani rezultati uticaja politika javne potrošnje: penzija, zdravstva i obrazovanja na fiskalni deficit u grupama evropskih zemalja primenom klasičnih metoda panela, i u svakoj zemlji pojedinačno, primenom metoda sa heterogenim parametrima. Konačno, metodom grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim faktorima ocenjena je efikasnost u članicama EU na području politike socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja. U poslednjem poglavlju su izloženi zaključci na osnovu empirijskih rezultata disertacije, kao i preporuke kreatorima fiskalne politike.

Analizom fiskalne održivosti primenom kointegracione analize i modela sa korekcijom ravnotežne greške, došlo se do zaključka o formiranju dugoročne ravnotežne veze i slaboj fiskalnoj održivosti u ekonomijama EU. Rezultati multikointegracione analizi potvrđuju postojanje drugog sloja kointegracije, koji podrazumeva prilagođavanje javne potrošnje akumuliranim nivoima javnog duga. Na osnovu oba pristupa, formirano je pet grupa zemalja sa sličnostima u fiskalnom ponašanju. Determinisanost fiskalnog deficita politikama javne potrošnje: penzija, zdravstva i obrazovanja, meren je primenom standardnih metoda i metoda sa zajedničkim korelisanim faktorima. Rezultati upućuju da su izdaci za penzije najčešći remetilački faktor fiskalnog deficita. Analiza efikasnosti politika javne potrošnje, ukazuje da postoji izražena heterogenost među članicama EU u ispunjenju postavljenih ciljeva, a da pristupanje EU ne obezbeđuje automatski poboljšanje fiskalne pozicije.

## **PRVI DEO – TEORIJSKI I ISKUSTVENI ASPEKTI**



# I POGLAVLJE – TEORIJSKI KONCEPTI POLITIKA JAVNE POTROŠNJE

## 1. Referentni teorijski diskurs

Niz komparativno-istorijskih i empirijskih studija sprovedeno je u savremenoj literaturi sa ciljem da se objasne varijacije politika javne potrošnje po zemljama. Istraživanja najčešće za fokus postavljaju analizu efikasnosti politika javne potrošnje, koncepta fiskalne održivosti, različitih faktora koji je determinišu fiskalnu održivost ili pak objašnjavaju razlike između zemalja shodno različitosti fiskalne discipline.

Uspostavljanje efikasnosti jeste tema koja je od uvek bila predmet pažnje ekonomista, međutim polovinom prošlog veka, dolazi se do nove dimenzije problema u kontekstu Pareto-efikasnosti privatnog u odnosu na efikasnost javnog sektora. Značajan doprinos literaturi dali su Bator (1958), Arrow (1969), Greenwald i Stiglitz (1986), Stiglitz (1994; 2009), podržavajući intervencije države radi regulisanja nesavršenosti i neefikasnosti tržišta. Sa druge strane, plejada autora kritikuje mogućnost da država koriguje neefikasnosti tržišta, naglašavajući da su ne-tržišni neuspesi gori od oni koji nastaju kao posledica tržišnih mehanizama: von Hayek (1948); McKoen (1965); Wolf (1979).

Empirijski, analiza efikasnosti tržišta naspram efikasnosti politika javne potrošnje je najčešće analizirana korišćenjem deskriptivnih metoda, cost-benefit analize, eksperimentalnih i kvazi-eksperimentalnim metodama. Primena ekonometrijskih tehnika putem kojih bi se kvantifikovali intenzitet i efekti politika javne potrošnje se primenjuje tek u poslednjih deset godina. Uticaj politika javne potrošnje je obično meren u kontekstu efikasnosti pri realizaciji postavljenih ciljeva. Tako je u nekoliko studija potvrđen problem efikasnosti u sistemu zdravstva i obrazovanja (Bronchi 2003; Afonso, Schuknecht i Tanzi 2005, 2006; Aghion 2007; Hanushek i Luque 2003; Chawla 2007). Međutim, prema studiji Svetske banke (World Bank 2010), neophodna je bolja koordinacija u svim fazama javne potrošnje, a posebno je potrebna detaljna analiza uticaja politika javne potrošnje na fiskalnu održivost. Dodatno, poslednjih godina u nekoliko radova koji se bave javnom potrošnjom i konkretnim politikama, eksplicitno

su uključeni sofisticirani ekonometrijski problem pri modeliranju podataka panela, kao što je zavisnosti uporednih podataka. U pitanju su radovi koju u savremenom ekonometrijskom kontekstu proučavaju efikasnost u zdravstvu: Freedman (2003), Carion-i-Silvestre (2005), Baltagi i Moscone (2010), Moscone i Toseti (2010), de Mello-Sampayo i de Sousa-Vale (2014), pri definisanju socijalne pomoći Yong Tan (2006), za obrazovanje Simoes (2011), kao i za održivost fiskalne politike Gemmell, Kneller, i Sanz (2011), Chow (2013).

Evolucija debate o fiskalnoj održivosti može se podeliti u tri potperioda: prvi, koji obuhvata rane, pre-Kejnzijanske poglede, drugi, razvijen 1930-tih i 1940-tih, i treći, razvijen 1990-tih. Moderni koncept fiskalne održivosti uzrokovan je visokim kamatnim stopama, često višim u odnosu na stope rasta BDP, koje su izmenile prvobitne teorijske okvire (Burger 2003). Pitanje uspostavljanja fiskalne održivosti postaje fokus literature krajem 1980-tih i početkom 1990-tih godina, s obzirom na sve veći rast udela javnog duga u BDP, koji je uzrokovao seriju dužničkih kriza, te nemogućnost ekonomija da održe solventnost (Blejer i Cheasty 1991). Stoga, savremeni koncept fiskalne održivosti podrazumeva mogućnost ekonomija da zadrži postojeće politike javne potrošnje i oporezivanja, bez daljeg zaduživanja (Blanchard et al. 1990). Dakle, stabilni nivo udela duga u BDP uz stabilni nivo udela deficita u BDP predstavlja suštinu fiskalne održivosti (Easterly i Schmidt-Hebbel 1993), pri čemu su dva najznačajnija indikatora fiskalne održivosti politika javne potrošnje i mera u akumulaciji javnog duga (Blanchard et. al, 1990).

Nedvosmisleni doprinos definisanju modernog koncepta fiskalne održivosti, od kojih su neki isključivo teorijski, dok drugi sadrže i empirijski deo dali su Hamilton i Flavin (1986); Wilcox (1989); Hakkio i Rush (1991); Quintos (1995); Bohn (1998, 2005), Camarero, Carrion-i Silvestre, Tamarit (2013). Pregled teorijskih okvira za uspostavljanja fiskalne održivosti, detaljno je prikazano u radovima Chalk i Hemming (2000); Balassone i Franco (2000); Burnside (2003); Wyplosz (2012), dok je algebra uspostavljanja fiskalne održivosti objašnjena u radovima Ley (2010); Escolano (2010). Međutim, u literaturi se pojavljuje niz radova u kojima je fokus upravo empirija, i provera definisanih hipoteza u teorijskom okviru. Ekonometrijske tehnike koje su u tom smislu korišćene, kreću se od analize vremenskih serija (jednodimenzionalne i višedimenzionalne), do analize podataka panela (testovi jediničnih korena i

kointegracije prve i druge generacije, modeli sa korekcijom ravnotežne greške, metode heterogenih nestacionarnih panela zasnovane na analizi zajedničkih faktora i faktorskog opterećenja).

Formulisanje teorijskog koncepta fiskalne održivosti je u pionirskim radovima uvek bilo praćeno empirijskom analizom fiskalne održivosti Sjedinjenih Američkih Država. Prve studije koje su analizirale fiskalnu održivost zemalja Evrope, naravno, u okviru jednodimenzionalne analize vremenskih serija su Caporale (1995) primenjujući testove stacionarnosti i dokazujući da je fiskalna politika neodrživa za Italiju, Grčku, Dansku i Nemačku u periodu 1960-1991; Vanhorebeek i van Rompuy (1995) za period 1970-1994 pokazujući da je fiskalna politika održiva u Nemačkoj i Francuskoj; dok je u analizi fiskalne održivosti kointegracija prvi put primenjena u radu Papadopoulos i Sidiropoulos (1999) za 4 evropske zemlje u periodu 1961-1995. Zatim, za svaku od 11 evropskih zemalja iz uzorka u periodu od 1960-2000, u svom radu obrađuju Santos Bravo i Silvestre (2002), pokazujući da su udeli javne potrošnje i javnih prihoda u GDP varijable integrisane reda 1, da postoji kointegracija između njih, ali da je zadovoljen samo slab uslov održivosti za pojedine zemlje (Austriju, Francusku, Nemačku, Holandiju i UK), dok je za ostale zemlje iz uzorka javna potrošnja neodrživa. U analizi su korišćeni Augmented Dickey-Fuller test (ADF) i Engle-Granger test kointegracije. Greiner, Koeller, i Semmler (2004) proučavaju fiskalnu održivost 5 evropskih zemalja u period 1960-2003, utvrđujući vezu između primarnog deficita i javnog duga i donose zaključak o održivoj fiskalnoj politici. Sličnu analizu sprovodi i Krejdl (2006), na primeru pojedinačnih evropskih zemalja.

Jednodimenzionalnu analiza za 7 evropskih zemalja je sproveo i Neaime (2015) upućujući na potrebu fokusiranja na uslov transverzalnosti i predlažući mere koje bi Evropska centralna banka trebalo da sprovodi kako bi ubrzala privredni rast u evropskim zemljama i smanjila realnu kamatnu stopu. U tom radu primenjeni su ADF test, vektorska autoregresiona (eng. *Vector Autoregression* - VAR) i kointegraciona analiza. Analizu zasnovanu na VAR/VECM (eng. *Vector Error Correction*) modelu sprovodi i Bohn (2005) za SAD koristeći istorijske podatke vremenskih serija za period od 1792. do 2003. godine. U radu je pokazano da testovi jediničnih korena nisu uvek pouzdani, već se analizom zasnovanom na modelu sa korekcijom ravnotežne greške može odrediti funkcija reakcije Vlade u smislu porasta ili smanjenja javne potrošnje i

javnih prihoda pri fluktoacijama javnog duga. Polazeći od ideje Bohn-a (2005), upravo je funkciju reakcije fiskalnih vlasti na promene u dinamici javnog duga, pratio je Laquien (2012) na primeru Francuske i Grčke u poslednjih 30 godina, primenom parametarskih i neparametarskih testova. U kontekstu pojedinačnih analiza evropskih zemalja, doprinos je dao Afonso (2004) koji je analizirao fiskalnu održivost u 15 evropskih zemalja u periodu 1970-2003, koristeći prethodno pomenute tehnike. Novina je što Afonso (2004) uzima u obzir postojanje strukturnih lomova, te primenjuje dodatno i Zivot-Andrews i Perronov test.

Joakim Westerlund i Silika Prohl (2007) se svrstavaju u red pionira koji su fiskalnu održivost analizirali primenom metoda nestacionarnih panela, uzimajući u obzir strukturne lomove. Za razliku od drugih autora, koristili su kvartalne podatke za period 1977-2005, ali za samo 8 najbogatijih OECD zemalja. Primenili su testove kointegracije koji dozvoljavaju strukturne lomove, a pri oceni koristili dinamički metod običnih najmanjih kvadrata (eng. *Dynamic Ordinary Least Squares* - DOLS) i potpuno modifikovani metod običnih najmanjih kvadrata (eng. *Fully Modified Ordinary Least Squares* - FMOLS). Za razliku od drugih studija, njihovi rezultati upućuju da se hipoteza o održivosti ne može odbaciti za navedeni uzorak.

U kontekstu strukturnih lomova, dalji doprinos daju Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) koji primenjuju testove jediničnih korena u panelu sa jedan, dva i tri strukturna loma, na uzorku od 17 OECD zemalja. Nedvosmisleni doprinos ovog rada je što se strukturni lomovi uključuju u stok-tok modele, u kojima se testira postojanje multikointegracije, odnosno dubljih formi održivosti, usled kointegracije varijabli toka (javne potrošnje i javnih prihoda) sa varijablom stoka (javnim dugom). Prvobitni doprinos ideji o stok-tok modelima dali su Engsted i Haldrup (1997) na osnovu koncepta multikointegracije (definisano u radu Engsted, Gonzalo, i Haldrup 1997), a zatim Berenguer-Rico i Carrion-i-Silvestre (2011), koji su definisali uslove održivosti u stok-tok modelu (modeli koji kombinuju I(2)-I(1) stohastičke procese), ali u okviru analize vremenskih serija, odnosno fiskalne održivosti SAD. Slične studije su sprovedenje i pri analizi fiskalne održivosti drugih zemalja (na primer, Escario, Gadea, i Sabate (2009) za Španiju, Tronzano (2014) za Indiju). Međutim, Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) su analizu fiskalne održivosti putem multikointegracije sprovedeli na podacima panela, dodajući mogućnost postojanja strukturnih lomova uz

multikointegraciju. Sa druge strane, takođe u kontekstu modela panela, Berenguer-Rico i Carrion-i-Silvestre (2006) su se bavili analizom stok-tok, dakle multikointegracijom, ali u slučaju postojanja zajedničkih faktora, koji se mogu smatrati uzročnikom postojanja zavisnosti uporednih podataka.

Analiza fiskalne održivosti na podacima panela postaje češće primenjena u odnosu na analizu zasnovanu na vremenskim serijama, usled relativno male moći testova kada se testira zemlja po zemlja. Nedvosmisleno velik doprinos navedenom je dao Antonio Afonso u oblasti evropskih zemalja. Alfonso i Raul (2007) u analizi zemalja EU-15 za period 1970-2006 primenjuju: testove jediničnih korena prve i druge generacije, Banerjee i Carrion-i-Silvestre test (2006) i Westerlund i Edgerton (2007) test kointegracije. Rezultati primene najsavremenijih metoda ocenjivanja ukazali su da je fiskalna politika u EU-15 održiva, uključujući održivost za dva ocenjena potperioda 1970-1991 i 1992-2006. U radu iz 2015, Afonso i Rault su na uzorku od 27 zemalja EU za period 1960-2012, definisali nekoliko poduzoraka usled nedostajućih podataka za nove članice EU. U tom radu, po prvi put je održivost analizirana primenom naizgled nepovezanih regresija (eng. *Seemingly Unrelated Regression - SUR*), SURADF testa za proveru nivoa integrisanosti, Westerlund (2007) testa kointegracije, metoda združenih grupnih sredina (eng. *Pooled Mean Group - PMG*) i metoda zajedničkih korelisanih efekata (eng. *Common Correlated Effects - CCE*) definisanim od strane Pesaran-a (2006). Rezultati su upućivali na zaključak da je u određenim zemljama u uzorku održivost u velikoj meri upitna.

Zatim, Alfonso i Jalles (2012) proučavaju fiskalnu održivost u OECD zemljama u periodu 1970-2010, primenjujući analizu stacionarnosti i kointegracije, ali dopuštajući strukturne lomove, paralelno, u vremenskim serijama i u metodologiji panela. Rezultati dva metoda se poklapaju upućujući na neodrživost u većini zemalja, te slabu održivost u pojedinim zemljama u smislu poboljšanja pozicije primarnog suficita/deficita. U radu iz 2015. godine, Alfonso i Jalles, na uzorku od 18 OECD zemalja u periodu 1970-2010, primenjuju testove jediničnih korena prve i druge generacije (npr. Pesaran CIPS test), a zatim Peroni-jeve testove za proveru postojanja kointegracije. Takođe, autori koriste FMOLS metod ocenjivanja dugoročne uzročnosti. Analiza pokazuje fiskalnu neodrživost, nepostojanje kointegracije i unapređenje pozicije primarnog

suficita/deficita, nakon povećanja udela javnog duga u BDP, dakle otkrivaju uzročnika neodrživosti – rast udela javnog duga u BDP.

Slično Alfonsu i koautorima, u radu Chow (2013) fiskalna održivost se analizira primenom savremenih metoda u heterogenim panelima. Koristi se metod grupnih sredina, FMOLS i DOLS, na uzorku od 28 zemalja u periodu 1981-2011. Navodeći prednosti primene metoda za ocenu heterogenih panela, autor zaključuje da za analizirani panel, postoji slaba održivost fiskalne politike.

Pored već navedenih analiza za evropske ekonomije (i drugih Easterly i Schmidt-Hebbel (1993), European Central Bank – ECB (2014)), analize fiskalne održivosti metodama panela rađene su i za druge grupe zemalja. Ehrhart i Llorca (2008) otkrivaju da je fiskalna politika održiva u dugom roku za šest južno-meditaranskih zemljama (Egipat, Izrael, Liban, Maroko, Turska i Tunis). Adedeji i Thornton (2010) za pet azijskih ekonomija u periodu 1974-2001, analiziraju fiskalnu održivost, pokazajući postojanje slabe održivosti. Campo-Robledo i Melo-Velandia (2015) primenjuju testove druge generacije na uzorku od osam latino-američkih zemalja u periodu 1960-2009, pokazujući da postoji samo slaba održivost.

Najznačajniji empirijski radovi na temu fiskalne održivosti, sumirani su u Tabeli 1.1. Radovi su prikazani hronološki, shodno korišćenom metodskom okviru - analiza vremenskih serija ili analiza modela panela. Može se uočiti da rezultati pretežno upućuju na zaključak o fiskalnoj održivosti, ili o slaboj održivosti.

**Tabela 1.1** Pregled empirijskih radova na temu fiskalne održivosti (prikazano hronološki i po metodama)

Autor	God.	Analiza vremenskih serija	Vremenski period	Zemlje	Metod	Rezultat
Hamilton i Hlavin	1986		1962-1984	SAD	Test stacionarnosti za primarni deficit i javni dug	Održivost
Wilcox	1989		1962-1984	SAD	Test stacionarnosti primarnog deficit i javnog duga; Konvergencija sadašnje vrednosti budućeg duga	Neodrživost
Hakkio i Rush	1991		1950Q2-1988Q4	SAD	Kointegracija između javnih prihoda i javne potrošnje	Neodrživost
Trehan i Walsh	1991		1960-1984	SAD	Testovi stacionarnosti i kointegracije primarnog deficita i javnog duga	Održivost
Quintos	1995		1947Q2-1992Q3	SAD	Kointegracija između javne potrošnje i javnih prihoda	Održivost do 1980, nakon toga neodrživost
Caporale	1995		1960-1991	Zemlje EU	Testovi stacionarnosti deficita i javnog duga	Neodrživost za Italiju, Grčku, Dansku i Nemačku; održivost za ostale zemlje iz uzorka
Vanhorebeek i van Rompuy	1995		1970-1994	EU-8	Testovi stacionarnosti deficita i javnog duga	Održivost za Nemačku i Francusku; neodrživost za ostale zemlje iz uzorka
Bohn	1998		1916-1995	SAD	Veza između primarnog deficita i javnog duga	Održivost
Papadopoulos i Sidiropoulos	1999		1961-1995	EU-4	Kointegracija između javnih prihoda i javne potrošnje	Održivost za Grčku i Španiju
Bravo i Silvestre	2002		1970-1997	EU	Kointegracija između javnih prihoda i javne potrošnje	Održivost za Nemačku, Austriju, Finsku, UK i Holandiju
Afonso	2004		1970-2003	EU-15	Kointegracija između javne potrošnje i javnih prihoda dozvoljavajući postojanje strukturnih lomova	Neodrživost, uz par izuzetaka
Greiner, Koeller i Semmler	2004		1960-2003		Analiza veze između primarnog deficit i javnog duga	Održivost
Bohn	2005		1792-2003	SAD	VAR/VECM	Održivost
Escario, Gadea i Sabate	2009			Španija	Multikointegracija; Stok-tok model	Pseudo-održivost
Lequien	2012		1978-2007	Francuska i Grčka	Parametarski i neparametarski metodi	Slaba održivost
Tronzano	2012		1950-2010	Indija	Multikointegracija; Stok-tok model	Neodrživost
Neaime	2015		1977-2013	EU-7	VAR	Održivost u Nemačkoj i Francuskoj; u ostalim zemlja neodrživost

Afonso i Rault	2007	Analiza modela panela	1970-2006	EU-15	I i II generacija testova jediničnih korena; Pedroni i Westerlund test kointegracije	Održivost; Održivost i u potperiodima 1970-1991 i 1992-2006
Westerlund i Prohl	2007		1977Q1-2005Q4	OECD-8	Westerlund test kointegracije uz strukturne lomove; FMOLS, DOLS	Održivost
Ehrhart i LLorca	2008			6 južno-mediteranskih zemalja	I generacija testova jediničnih korena, Pedroni	Održivost
Adedeji i Thornton	2010		1974-2001	5 azijskih zemalja	I generacija testova jediničnih korena, Kao i Pedroni test kointegracije, DOLS	Slaba održivost
Afonso i Jalles	2012		1970-2010	OECD	I i II generacija testova jediničnih korena uz strukturne lomove; Stock-Watson-Shin test kointegracije, Pedroni test kointegracije; FMOLS	Neodrživost / Slaba održivost
Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit	2013		1970-2012	OECD-17	Stok-tok model; Uzimanje u obzir strukturnih lomova; Multikointegracija; DOLS	Slaba održivost
Chow	2013		1981-2012	28 zemalja sveta	FMOLS, DOLS	Slaba održivost
Afonso i Rault	2015		1960-2012	EU-27	SURADF, Westerlund test kointegracije; PMG, CCE	Slaba održivost / Neodrživost
Afonso i Jalles	2015		1970-2010	OECD-18	CIPS, Pedroni test kointegracije, FMOLS	Neodrživost
Campo-Robledo i Melo-Velandia	2015		1960-2009	8 latino-američkih zemalja	II generacija testova jediničnih korena, Westerlund test kointegracije	Slaba održivost

**Izvor:** autorski prikaz.

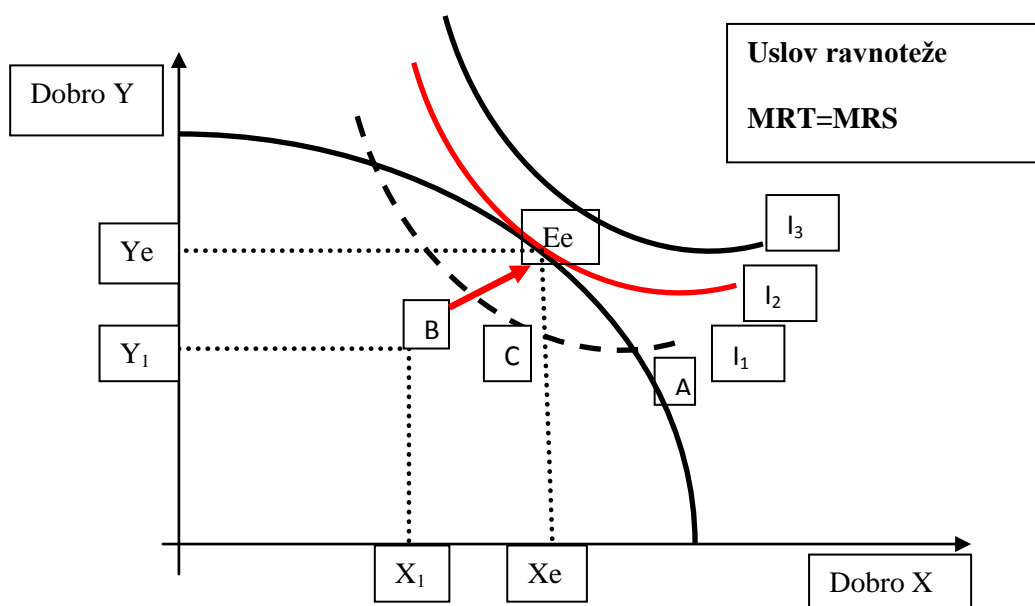


## 2. Efikasnost: država i (ne)savršenost tržišta

Raspon uloge države u savremenim ekonomijama varira od libertiniističke uloge, u smislu obezbeđenja osnovnih uslova da bi tržišta funkcionisala, do paternalističke, praćene snažnim intervencijama države sa ciljem regulisanja nesavršenosti tržišta. Minimalna, libertiniistička, uloga države se ogleda u obezbeđenju pravosudnog sistema na osnovu kog se poštuje pravo vlasništva i ispunjenje ugovora definisanih na tržištu, međutim, države često intervenišu na polju zdravstvene, obrazovne, penzione politike, politike odbrane. O potrebi (čak, neophodnosti) intervencije države radi regulisanja tržišnih nesavršenosti naspram neophodnosti da se države ne upliću u tržišne mehanizme, takođe o potrebi za regulacijom ili intervencijom države, pisano je mnogo u savremenoj literature, ali konsenzus nije postignut. Međutim, globalna kriza je u velikoj meri objedinila mišljenja; Stiglitz (2009) piše da je u uslovima kada bi više od 2 miliona Amerikanaca moglo izgubiti kuće, osim ukoliko država ne interveniše, konsenzus uspostavljen: postoji potreba za većim državnim intervencijama i regulacijama.

Prema jednom ekstermu, tržišta funkcionišu efikasno bez intervencija države. Reč je o Perto-efikasnosti na tržištima koja podrazumeva takvu alokaciju resursa, prema kojoj se ne može poboljšati položaj jednog pojedinca, a da se pri tome ne pogorša položaj drugog pojedinca. Navedeno je moguće postići ukoliko se postigne efikasnost u proizvodnji i efikasnost u potrošnji. Kada je izokosta (kriva jednakih troškova) tangenta na izokvanti (krivi jednake proizvodnje), efikasnost u proizvodnji je ostvarena. Kako relativne cena inputa ( $P_x, P_y$ ) - faktora proizvodnje, predstavljaju nagib izokoste, a granična stopa tehničke supstitucije ( $MRTS$  - marginal rate of technical substitution), nagib izokvante, uslov ravnoteže, odnosno efikasnosti u proizvodnji glasi:  $\frac{P_x}{P_y} = MRTS$ . Isti princip važi za efikasnost u potrošnji – potrebno je obezbediti tangencijalni odnos između budžetske linije i krive indiferencije (krive jednakih korisnosti). Jednakost odnosa cena dobra  $X$  i  $Y$  (nagib budžetske linije) sa graničnom stopom supstitucije ( $MRS$  – marginal rate of substitution) koja predstavlja nagib krive indiferencije, obezbeđuje uslov ravnoteže u potrošnji:  $\frac{P_x}{P_y} = MRS$ . Efikasnošću u proizvodnji i potrošnji, ostvaruje se efikasnost kombinacije proizvoda i Pereto efikasnost, što je

predstavljeno Grafikom 1.1. Prikazana je kriva proizvodnih mogućnosti konkavnog oblika usled delovanja zakona opadajućih prinosa. Navedeni zakon upućuje da je potrebno odreći se sve veće količine dobra  $Y$  da bi se proizvela dodatna jedinica proizvoda  $X$ . Navedeni odnos dva prirasta se naziva graničnom stopom transformacije ( $MRT$  – marginal rate of transformation) i ispoljava se u nagibu krive proizvodnih mogućnosti. Sa druge strane, kriva jednakih korisnosti, kriva indiferencije je određena graničnom stopom supstitucije, u smislu neophodnosti sve većeg odricanja od potrošnje proizvoda  $Y$  kako bi se trošila jedna jedinica više proizvoda  $X$ . Pareto efikasnost se postiže uspostavljanjem tangencijalnog odnosa između krive proizvodnih mogućnosti i krive indiferencije, odnosno pri izjednačavanju nagiba krive indiferencije i krive proizvodnih mogućnosti u tački efikasnosti,  $E_e$ , dakle,  $MRT = MRS = \frac{P_x}{P_y}$ . Navedena ravnoteža implicite podrazumeva da postoji efikasnost u potrošnji i u proizvodnji jer jednakost relativnih cena u proizvodnji i potrošnji obezbeđuje jednakost granične stope supstitucije (nagib krive indiferencije) i granične stope transformacije (nagib krive proizvodnih mogućnosti). Pri navedenom uslovu, tržišta funkcionišu na Pareto-efikasnom nivou (Grafik 1.1).



Izvor: autorski prikaz na osnovu Rosen i Gayer (2009).

**Grafik 1.1** Pareto efikasnost kombinacije proizvoda

Za razliku od ravnotežnog stanja, tačka presecanja krive proizvodnih mogućnosti i prve krive indiferencije ( $I_1$ ), predstavlja neefikasno rešenje iz razloga što se koriste maksimalno raspoloživi faktori proizvodnje za proizvodnju dobara  $Y$  i  $X$ , a kriva indiferencije je bliža origu od krive indiferencije  $I_2$ , upućujući na niže nivoe korisnosti (navedeni nivoi korisnosti mogu biti postignuti i sa manjom upotrebom proizvodnih faktora, na nivou  $C$ ). U slučaju da ekonomija funkcioniše ispod nivoa proizvodnih mogućnosti, na nivou  $B$ , pri proizvodnji  $Y_1$  količine proizvoda  $Y$ , i  $X_1$  količine proizvoda  $X$ , moguće je postići porast efikasnosti u smislu Pareto-poboljšanja, koje podrazumeva rast korisnosti bar jednom pojedincu, dok je ostalim pojedincima nivo blagostanja nepromenjen. U ovom radu se upravo traga za Pareto-poboljšanjima i analizi efikasnosti na relacija tržište-država.

Kenneth Arrow i Gerard Debreu su matematički izveli da “nevidljiva ruka tržišta” i uspostavljanje Pareto-efikasnosti može biti sprovedeno jedino pod uslovom nepostojanja eksternih efekata, javnih dobara i nesavršene konkurencije, dok su Greenwald i Stiglitz (1986) spisak neophodnih uslova proširili sa nemogućnošću postojanja nesavršenih informacija i nepotpunih tržišta. Neophodnost ispunjenja navedenih uslova, manifestuje se empirijski u nesavršenostima tržišta i nemogućnosti automatskih uspostavljanja ravnoteža, konačno i u Pareto-neefikasnosti. Navedene nesavršenosti tržišta su predmet interesovanja ekonomista više od pola veka, pri čemu su značajan doprinos literaturi dali Bator (1958), Arrow (1969), Greenwald i Stiglitz (1986). Značajnost kriterijuma koji su neophodni da bi tržišta efikasno funkcionisala su od posebne važnosti jer istovremeno predstavljaju argumentaciju za uplitanje države radi regulisanja tržišnih nesavršenosti, koje se očituju, dakle, u javnim dobrima i eksternim efektima, zatim u nesavršenoj konkurenciji, nepotpunim tržištima, nesavršenim informacijama, i konačno u makroekonomskim neravnotežama. Pored navedenih nesavršenosti, imperfektnosti na tržištima su uzrokovane i inercijom, odbijanjem promena, neizvesnošću, neracionalnim očekivanjima. Stoga, pitanje efikasnosti tržišta vs. države postaje goruće, jer opravdava vs. ne opravdava državne intervencije.

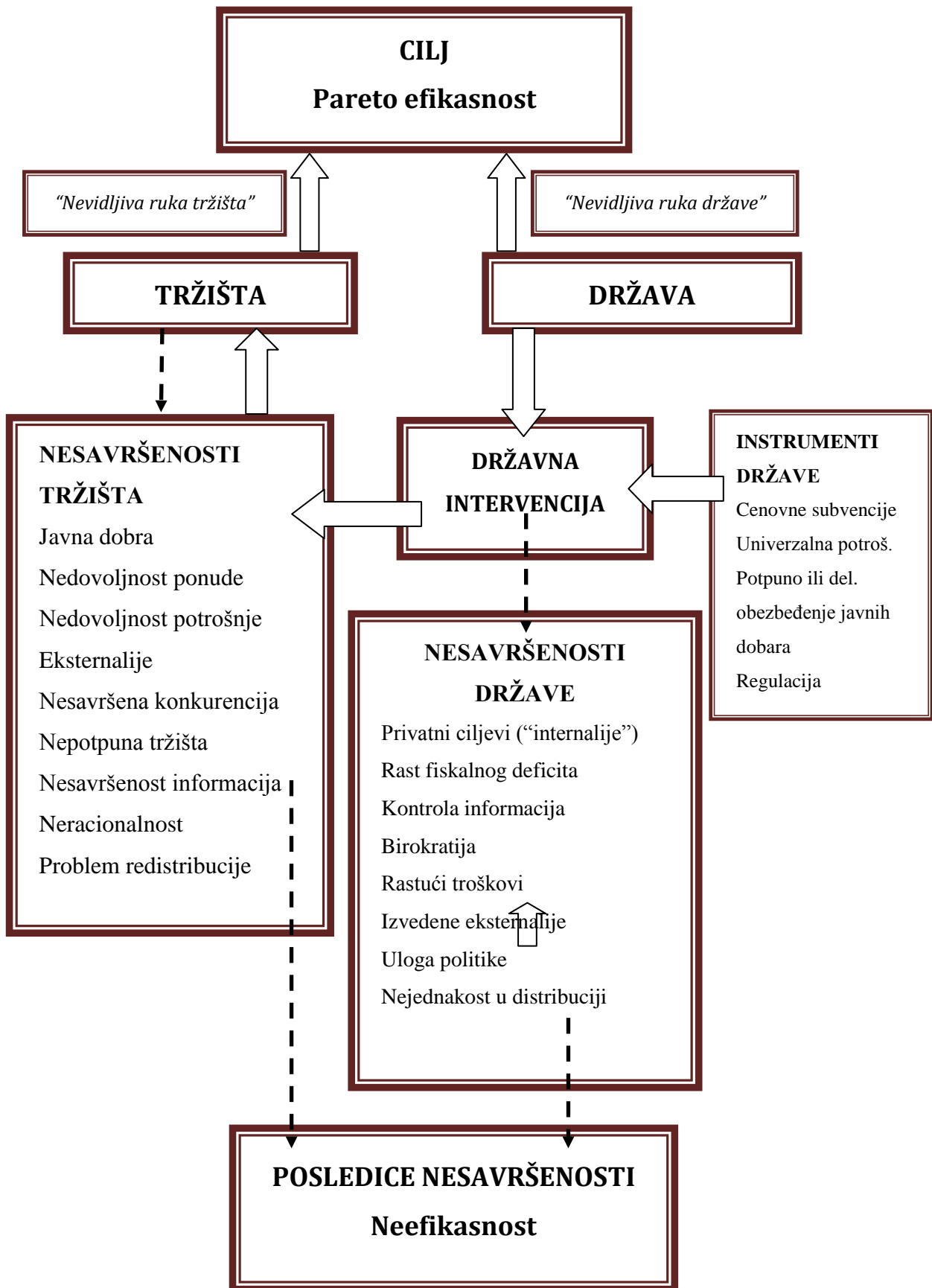
Dakle, država interveniše, prema drugom ekstremu, kako bi regulisala nesavršenosti i neefikasnost tržišta i njeno delovanje može imati tri pravca (Stiglitz 2008): (i) razotkrivanje informacija (dakle, delanje u smislu korekcija nesavršenosti

informacija); (ii) proskripcija (određivanje šta akteri na tržištu ne bi trebali da čine); i (iii) određivanje pravila (šta akteri na tržištu moraju da rade). Međutim, aktivnosti države nekada mogu biti arbitrarne, kao i delovanje institucija, pravnog sistema, a nekada pod dejstvom korupcije, pa mogu generisati nove nesavršenosti i dodatne troškove, jer svaka državna regulacija, zahteva plaćanja za regulaciju (“regulatory taking”). Stoga, državna potrošnja kao i nesavršenosti delovanja države (“nevidljiva ruka države”) postaju predmet ekonomskih diskusija (kritika) od 60-tih godina prošlog veka do danas<sup>1</sup>. Autori protagonišu slobodna tržišta na bazi ideje da je njihova neefikasnost mala, a češće sa idejom da državne namere o korekciji tržišnih nesavršenosti vode većoj neefikasnosti i sistemskim problemima, kada država interveniše. Wolf (1979) je definisao teoriju o ne-tržnim neuspesima (non-market failures), ukazujući na nesavršenosti delovanja države, u smislu troškova intervencija i generisanja novih nesavršenosti. Merenje ne-tržišnih nesavršenosti Wolf sprovodi komparacijom društvenih troškova i društvenih benefita, ali na bazi potencijalnih nesavršenosti državne intervencije i realizovanih nesavršenosti tržišta. Prema autoru, javne politike se sprovode kako bi se regulisala neadekvatna alokacija resursa, pa se tako državnom intervencijom stvaraju outputi od kojih se očekuje da regulišu nedostatke tržišta. Ti outputi mogu biti: 1) usluge regulacije, 2) čista javna dobra (odbrana, istraživanje i razvoj), 3) kvazi javna dobra (obrazovanje, zdravstvo), 4) transferi (program socijalne sigurnosti). Troškovi za navedene intervencije su vidljive u nacionalnim računima zemalja, pa je pitanje održivosti politika državne potrošnje pored efikasnosti intervencija od izuzetne važnosti.

Armuneti *pro et contra* tržišnog mehanizma i državnih intervencija su prikazani Šemom 1.1, a sa ciljem uspostavljanja Pareto-efikasnosti. Pitanje efikasnosti, dakle, postaje ključno u mešovitoj privredi, s obzirom da daje odgovor na pitanje da li je državna intervencija neophodna, i ukoliko jeste, koliko dobro država postupa prilikom usmeravanja javnih resursa radi ostvarenja javnih ciljeva.

---

<sup>1</sup> U literaturi postoji niz autora koji od 1960-tih godina, pa do danas kritikuju državne intervencije: Ronald Coase (1964); Roland N. McKoen (1965); Milton Friedman (1975, 1993); Charles Jr. Wolf (1979); Cary Coglianese (2012).



Izvor: autorski prikaz.

Šema 1.1 (Ne)efikasnost: tržišta vs. država

## 2.1 Javna dobra i eksterni efekti

### Javna dobra

Dobra koja poseduju svojstva da su nerivalna, kao i da ne postoji mogućnost isključenja iz potrošnje su čista javna dobra. Međutim, u slučaju nerivalnih dobara, često ne postoji motiv za isključenje iz potrošnje, iako je u nekim slučajevima moguće, jer dovodi do neefikasnosti. Naime, neefikasnost se ispoljava u nedovoljnoj potrošnji jer ograničava upotrebu dobara koja ne povlače dodatne granične troškove. Sa druge strane, u slučaju da se nerivalno dobro ne naplaćuje, odnosno da se ne koristi mogućnost isključenja, dolazi do ispoljavanja neefikasnosti u kontekstu nedovoljne ponude. Ispostavlja se da je proizvodnja čistih javnih dobara i kvazi javnih dobara (dobra u kojima je samo do određenog stepena ispunjen uslov o nerivalnosti i nemogućnosti isključenja), neefikasno gotovo uvek kada ih proizvodi privatni sektor. Navedeni fenomen može biti objašnjen na koji način se formira kriva tražnje za javnim dobrima i privatnim dobrima i koji su uslovi jednakosti (Tabela 1.2).

**Tabela 1.2** Paralela između specifičnosti privatnih i javnih dobara pri uspostavljanju Pareto-efikasnosti

<b>Privatna dobra</b>	<b>Javna dobra</b>
Potrošnja različitih količina pri istoj ceni	Potrošnja iste količine pri različitim cenama
Sabiranje po horizontali	Sabiranje po vertikali
Ista granična stopa supstitucije a različite količine	Zajednička granična stopa supstitucije a iste količine
<b>Ravnoteža</b>	
Granična stopa transformacije = Granična stopa supstitucije	Granična stopa transformacije = Zajednička stopa supstitucije

Izvor: Autorski prikaz.

Naime, u slučaju privatnih dobara, kod kojih je potrošnja rivalna i postoji mogućnost isključenja, cene su egzogene varijable koje se formiraju na tržištu, pa pojedinci samo prilagođavaju sopstvenu tražnju (odnosno, krivu indiferencije) datim nivoima cena. Navedeno se zatim ispoljava u ukupnoj tražnji koja nastaje sabiranjem po horizontali individualnih kriva tražnje, jer su cene date. Dakle, svaki pojedinac troši različitu količinu dobra po istoj ceni, a ravnoteža se ostvaruje na mestu u kom se

granična stopa supstitucije izjednači sa graničnom stopom transformacije (uslov ravnoteže, određen grafikom 1.1, tačka Ee).

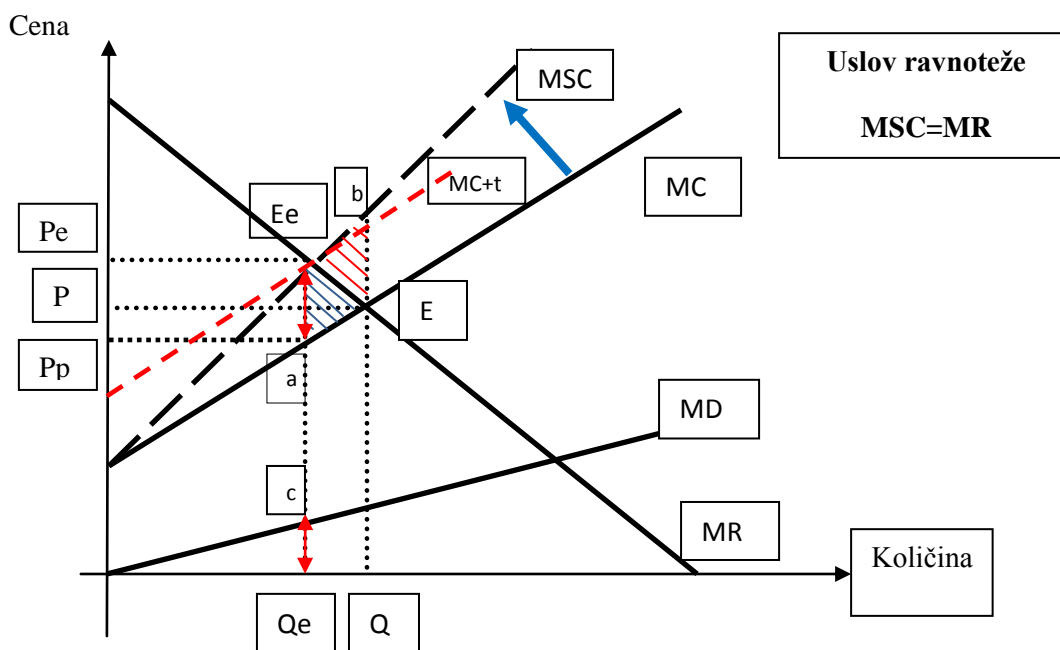
Međutim, slučaju javnih dobara, ista količina javnog dobra je dostupna svima a funkcija tražnje se dobija na osnovu različite spremnosti da se plati za uživanje u javnom dobru. Stoga se ukupna funkcija tražnje dobija sabiranjem po vertikalni individualnih cena, dakle, spremnosti da se plati za određenu količinu javnih dobara. Stoga je kriva tražnje određena zajedničkom graničnom stopom supstitucije, koja je potrebno da se izjednači sa graničnom stopom transformacije. Međutim, kada bi privatni sektor trebao da proizvodi javna dobra, viša zajednička granična stopa supstitucije će retko biti izjednačena sa graničnom stopom transformacije, upućujući na zaključak da proizvodnja javnih dobara neće biti u Pareto-efikasnim količinama.

Nemogućnost ostvarenja ravnoteže u proizvodnji javnih dobara od strane privatnog sektora, dovodi do neefikasnosti, iz razloga što pojedinci mogu biti motivisani da pri određivanju spremnosti da plate određenu količinu javnog dobra, pokušaju da budu besplatni korisnik. Naime, ukoliko bi se izjasnili da nemaju korist od javnog dobra, a samim tim da je njihova spremnost da plate za korišćenje javnog dobra nula, neće biti ni moguće da tržište proizvede Pareto-efikasnu količinu tog proizvoda.

### **Eksterni efekti**

Eksternim efektima, odnosno, efektima preliivanja, prvi su se u ekonomiji bavili Hanry Sidgwick krajem 19. veka i Arthur Pigou u prvoj polovini 20. veka. Eksterni efekti se odnose na situacije kada aktivnosti pojedinaca utiču na dodatne koristi ili troškove drugima. Alokacija resursa prema kojoj se pojavljuju eksternalije dovodi do neefikasnosti, jer za aktivnost pojedinca koja obezbeđuje dodatnu korist drugom pojedincu, ne postoji dodatna korist prvom pojedincu; odnosno u slučaju negativnih eksternih efekata, prvi pojedinac ne snosi dodatne troškove. S obzirom na to da za negativne eksterne efekte ne postoji dodatni trošak, pojedinci neće biti stimulirani da ih ne izazivaju, već upravo obrnuto. S tim u vezi, uloga države se ogleda u regulaciji, pre svega, negativnih eksternih efekata, koji se najčešće ispoljavaju u zdravstvu i u zaštiti životne sredine.

Grafik 1.2 pokazuje iz kojih razloga eksternalije remete uspostavljanje Pareto-efikasnosti. Naime, ravnoteža koja bi trebala biti uspostavljena u tački E, po kojoj se Q količina proizvoda prodaje po ceni P, a u kojoj je marginalni prihod (MR - marginal revenue) jednak marginalnom trošku (MC - marginal cost) proizvođača, nije odraz efikasnosti u slučaju postojanja eksternih efekata. Naime, graničnim troškovima proizvođača je potrebno dodati i granične troškove drugih pojedinaca usled delovanja eksternih efekata (MD). Dakle, u slučaju postojanja eksternih efekata da bi efikasnost bila uspostavljena, ravnoteža bi morala da se odredi na osnovu tačke presecanja marginalnih prihoda i marginalnih društvenih troškova (MSC - marginal social cost), dakle u tački Ee. U tom slučaju bi se proizvodila manja količina proizvoda (Qe) po višim cenama (Pe). Pošto proizvođači određuju ravnotežu na osnovu sopstvene krive graničnih troškova, uvek kada postoje negativni eksterni efekti, postoje indicije da će se proizvođači proizvoditi veća količina tog dobra, po nižim cenama, u odnosu na ravnotežni, efikasni nivo.



Izvor: autorski prikaz.

**Grafik 1.2** Negativni eksterni efekti

U slučaju prelaska sa tačke E na efikasni nivo proizvodnje Ee, proizvođač bi izubio profit u iznosu šrafiranog područja Ee-E-a, dok bi se preraspodelilo kao dobitak društva, premda dobitak društva obuhvata i deo Ee-E-b, dakle kompletno šrafiranu



površinu  $Ee-b-E-a$ , koja je jednaka veličini  $MD$  za razliku između dva obima proizvodnje  $Q_e$  i  $Q$ .

Moguće rešenje za problem neefikasnosti tržišta usled dejstva eksternih efekata je državna intervencija. Razrezivanjem poreza proizvođaču jednako negativnom eksternom efektu za efikasan nivo proizvodnje (dakle raspod  $Q_e-c$  ili  $Ee-a$ ), opterećenje svake dodatne proizvedene jedinice će biti uvećano za iznos poreza, što ukazuje da će se kriva graničnih troškova uvećana za porez ( $MC+t$  – marginal cost + taxes), samo pomeriti paralelno naviše u odnosu na krivu  $MC$ , uspostavljajući ravnotežu na Pareto-efikasnom nivou.

Na osnovu predloženog načina, direktnom državnom intervencijom je moguće rešiti problem eksternih efekata, međutim, prema Coas-ovoj teoremi, da bi se problem eksternalija rešio, dovoljna je samo državna regulacija. Prema ovoj teoriji, moguće je obezbediti Pareto efikasnost čak i u uslovima postojanja eksternih efekata, sve dok je jasno definisano imovinsko pravo. Dakle, od onog momenta kada je jasno definisano imovinsko pravo, država više nema potrebe da interveniše. Navedena tvrdnja je tačna u slučaju da ne postoje ostale nesavršenosti tržišta, ukoliko, pak, postoje nesavršene informacije ili visoki transakcioni troškovi, Coas-ova teorema nije validna.

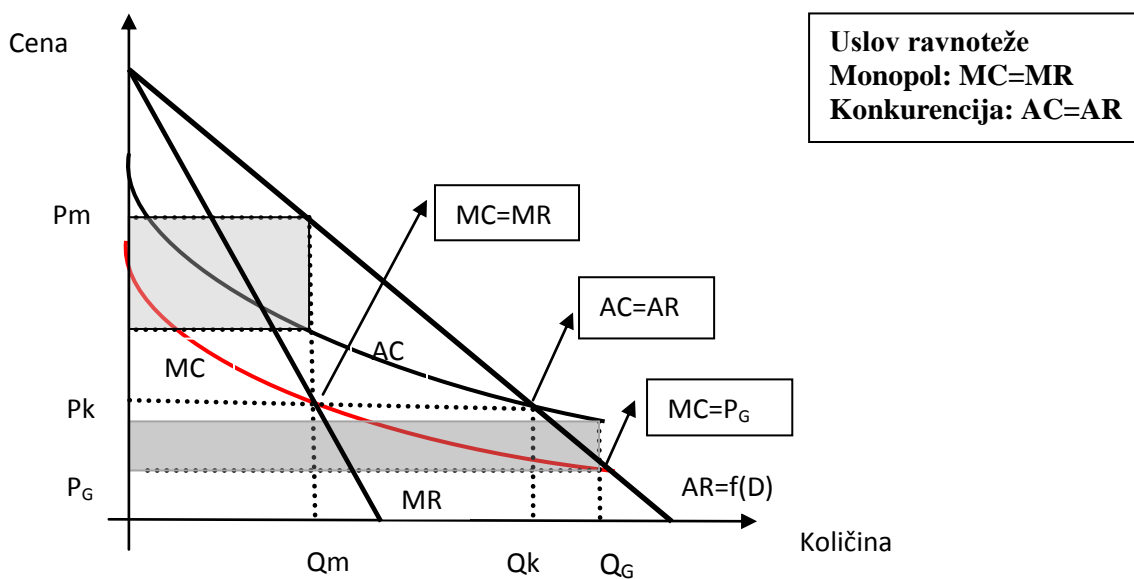
## **2.2 Nesavršena konkurencija, nepotpuna tržišta i nesavršenost informacija**

### **Nesavršena konkurencija**

U slučaju perfektne konkurencije cene su egzogeno date, a broj proizvođača i potrošača veoma velik, pa niko od njih ne može uticati na cene. Proizvođači samo prilagođavaju ponudu egzogenim cenama (izjednačavajući cene sa graničnim troškovima), a potrošači određuju funkciju tražnje na osnovu datih cena. U situaciji kada neki učesnik na tržištu može da utiče na cene, automatski se javlja neefikasnost. U pitanju su monopoli, monopsoni ili oligopoli koji u cilju maksimizacije profita izjednačavaju marginalne troškove sa marginalim prihodima (a ne sa cenom, kao u slučaju perfektne konkurencije) i maksimiziraju profit, prodavajući manju količinu dobara po višim cenama. Navedene monopolske strukture je najčešće moguće korigovati državnom regulacijom i obezbediti Pareto-poboljšanje, dok u slučaju oligopola, regulacija može ići

u pravcu anti-trust formacija. Argumenti državne intervencije se ogledaju u regulaciji prirodnih monopola, kako oni ne bi zloupotrebljavali svoju monopolsku poziciju i visoki transakcioni troškovi.

Specifični slučaj postojanja monopolskih struktura odnosi se na prirodni monopol, u kojima prosečni troškovi kontinuirano opadaju. Kako su posledično granični troškovi ispod nivoa prosečnih troškova i opadajuća funkcija, a uslov ravnoteže izjednačenje cene sa graničnim troškovima, privatni sektor neće biti motivisan za proizvodnju, sem ukoliko ne bi mogli da maksimiziraju profit kao u uslovima monopola ( $MC=MR$ ). Dakle, u pitanju je industrija u kojoj su niži prosečni troškovi ukoliko se proizvodnja odvija od strane jedne firme, nego u slučaju više firmi ili potpune konkurencije (koncept je definisao William Baumol 1977). Stoga je neophodna državna intervencija u regulisanju prirodnih monopola ukoliko ih obezbeđuje privatni sektor, ili proizvodnja od strane države. Grafik 1.3 opisuje navedenu situaciju.



Izvor: autorski prikaz prema Rosen and Geyer (2009).

**Grafik 1.3** Prirodni monopol

Bez državne intervencije, a u slučaju jednog proizvođača, ravnotežna tačka bi bila definisana na mestu izjednačenja graničnih prihoda i graničnih troškova, proizvodila bi se količina  $Q_m$ , po ceni  $P_m$ , a profit bi predstavljala osenčena površina iznad prosečnih troškova. U slučaju potpune konkurencije, proizvodilo bi se više ( $Q_k$ ), po nižoj ceni ( $P_k$ ), uz jednakost prosečnih troškova i prosečnih prihoda. Navedeni obim proizvodnje

bi bio najviši mogući, kako bi se pokrili bar prosečni troškovi. Međutim, kako uslov ravnoteže u uslovima potpune konkurencije podrazumeva jednakost graničnih troškova i egzogeno datih cena, navedeno ravnotežno stanje ne bi bilo moguće izvesti jer prosečni troškovi ne bi bili pokriveni. Stoga se uključuje država koja svojom intervencijom deluje na firme da funkcionišu na ravnotežnom nivou  $AC=AR$ , ili na nivou jednakosti egzogenih cena i  $MC$ , uz subvencije države označene osenčenom površinom (iznad  $MC$ ).

### **Nepotpuna tržišta**

Nepotpuna tržišta se najčešće javljaju u slučaju tržišta osiguranja, usled nemogućnosti privatnog sektora da obezbedi polise osiguranja u slučaju visokih transakcionih troškova, nesavršenih informacija i negativne selekcije. Naime, prilikom osiguranja, informacije imaju presudnu ulogu jer se na osnovu njih određuju polise osiguranja, međutim, bolja informisanost osiguravajuće kuće podrazumeva visoke transakcione troškove. Stoga je veoma teško zadržati individualni pristup prilikom osiguranja, nego se polise osiguranja definišu na osnovu proseka. Uprosečavanje zatim vodi negativnoj selekciji, jer osiguravajuća društva koja raspolazu sa manje informacija od individua, donose pogrešne odluke. Navedeno se najčešće dešava u slučaju zdravstvenog, penzijskog, životnog osiguranja, pa će biti predmet detaljnije diskusije u pojedinačnim sferama osiguranja koje pruža država.

### **Nesavršenost informacija**

Savršene informacije predstavljaju situaciju u ekonomiji u kojoj je znanje o svim akterima i njihovim strategijama na tržištu dostupno svim učesnicima. Nesavršene informacije podrazumevaju nepotpune, imperfektne informacije ili informacije zasnovane na zajedničkim *a priori* pretpostavkama koje ne moraju biti ispravne.

Međutim, ukoliko je neka informacija raspoloživa još jednom pojedincu, informisanost ostalih se ne umanjuje, niti postoji rast graničnog troška. Dakle, ne postoji rivalnost, a u nekim slučajevima ne postoji mogućnost isključenja, pa informacije po svojim karakteristikama mogu biti svrstane u javna dobra. Čim se informacije mogu

smatrati javnim dobrom, jasno je da tržišta neće obezbeđivati dostupnost informacija na Pareto-efikasnom nivou. Stoga država interveniše sa ciljem pružanja više informacija, nego što bi tržište obezbedilo (pogotovo u sferi zaštite potrošača, ali i zaštite investitora, a značajne implikacije postoje i u zdravstvu).

Pored toga što ne raspolažu adekvatnim informacijama, zbog čega je neophodna državna intervencija, pojedinci, a često i društvo, generalno se ponašaju neracionalno. Sistemska neracionalnost se može regulisati državnim intervencijama. Naime, neracionalnost se može ogledati u nedovoljnoj štednji za starost, kada država može intervenisati, uvođenjem obaveznog penzijskog osiguranja. Sa druge strane, isto pitanje, štednje za starost je drugačije pozicionirano, ne samo na osnovu kriterijuma racionalnosti: neki pojedinci su van koordinatnog sistema u smislu budžetskog ograničenja. U slučaju takvih, siromašnih pojedinaca, uloga države se ogleda u neophodnosti redistribucije.

Dodatno, nesavršenost informacija, može dovesti do problema negativnog izbora, jer je moguće da pojedinac koji raspolaže informacijom, navede drugog pojedinca koji raspolože sa imperfektnom informacijom na loš izbor. Navedeno se najčešće vezuje za zdravstveno i penzijsko osiguranje gde osiguranik može raspolagati sa više informacija od osiguravajuće kuće, u vezi sa sopstvenim zdravstvenim smetnjama, porodičnom anamnezom, ili rizicima kojima je izložen.

Za nesavršenost informacija se vezuje i problem moralnog hazarda, kada se ponašanje pojedinca menja shodno raspoloživim informacijama. Problem moralnog hazarda se vezuje pre svega za pitanje osiguranja, kada pojedinac menja svoje ponašanje nakon što je osiguran, a izmenama u ponašanju povećava rizik da se desi situacija od koje osiguran.

### **2.3 Makroekonomska neravnoteža**

Većina navedenih nesavršenosti tržišta, iako su vezana za pojedinačne aktere na tržištu u smislu pojedinaca (domaćinstava) i firmi, imaju značajne implikacije na neravnotežu na makro nivou. Ukoliko su resursi neadekvatno alocirani, ekonomija funkcioniše ispod nivoa proizvodnih mogućnosti, dolazi do pada autputa i zaposlenosti, a ekonomija biva “zarobljena” ispod niva potencijalnog proizvoda. Stoga se državnom intervencijom

može stimulisati agregatna tražnja u pravcu njene desne promene, i (ili) uticaj na desnu promenu krive agregatne ponude. Međutim, državna intervencija ne vodi nužno alokaciji resursa koja podrazumeva njihovu najefikasniju upotrebu, ali može uticati na regulaciju ili postizanje društvenih ciljeva. Konkretno, osiguranje depozita kao državna regulacija, neophodno je jer obezbeđuje neometano funkcionisanje ekonomija, u suprotnom, mogućnost da banke preuzimaju prevelike rizike bez osiguranja depozita, vodilo bi recesiji. Iako su poželjne radi regulisanja makroekonomskih neravnoteža, neophodno je da državne intervencije budu senzibilne na privredne cikluse – iste mere ne mogu biti premenjene u različitim fazama privrednog ciklusa, pa postoji bojazan da neke postaju „automatski destabilizator“ (Stiglitz 2008).

## **2.4 Ne-tržišni neuspesi**

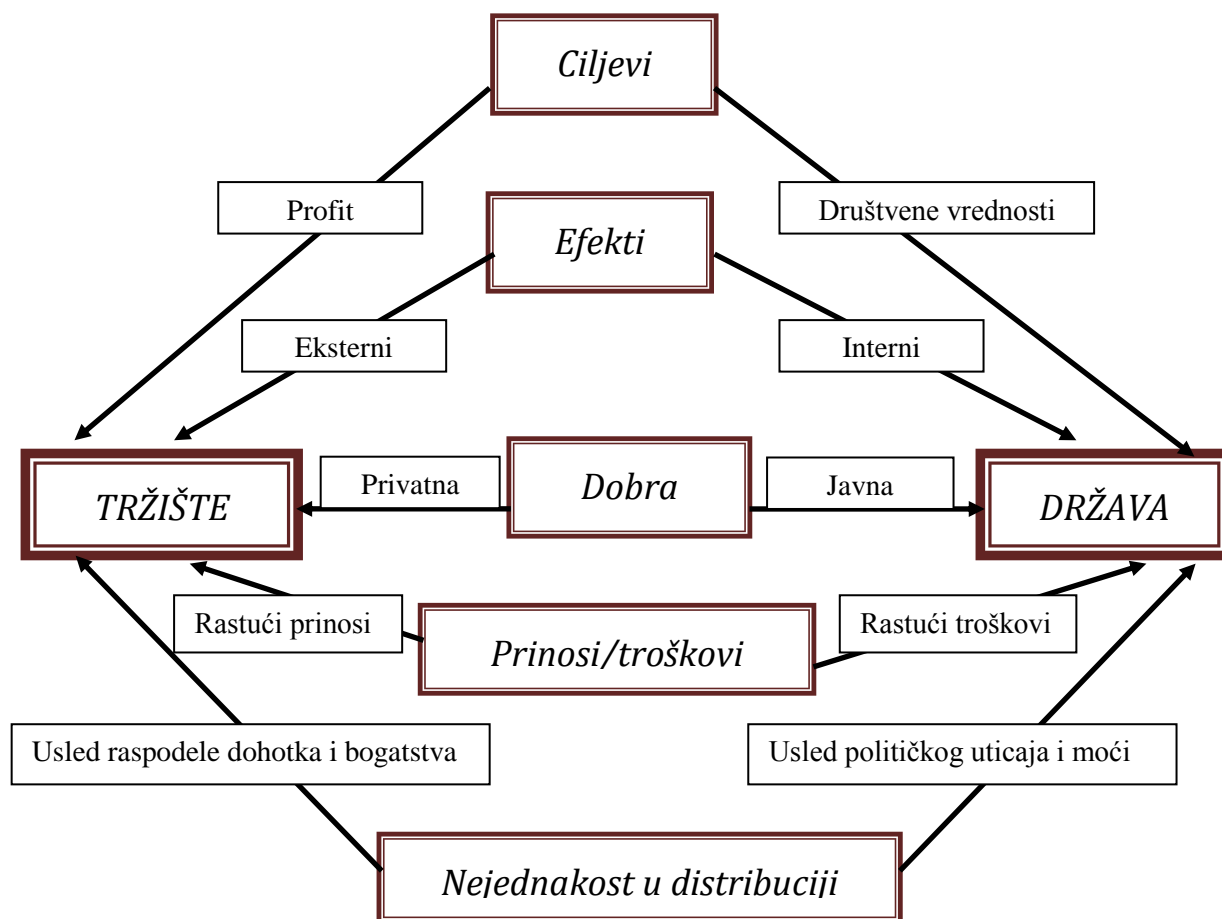
Neuspesi državnih intervencija podrazumevaju situaciju u kojoj je nakon intervencije alokacija resursa manje efikasna, nego što je bila pre intervencije. Neki autori idu korak dalje u definisanje neuspeha države (što je rezimirano u radu Barak Orbach 2013) ukazujući da je neuspeh države učinjen i kada država nije u dovoljnoj meri intervenisala, ili kada je apsolutno propustila priliku da interveniše, a da se potencijalnom intervencijom mogla obezbediti efikasnija alokacija resursa.

Prema teoriji ne-tržišnih neuspeha (Wolf 1986), aktivnosti države mogu produbiti nesavršenosti na tržištu iz više razloga. Za razliku od tržišta gde se cene određuju tržišnim mehanizmima, a koje su funkcija prihoda, u slučaju države prihodi nisu određeni cenama, nego su određene porezima. Stoga je empirijski moguće lako utvrditi obim javnih prihoda, kao god i troškova, ali postoje poteškoće u vezi sa rezultatima koje državne intervencije generišu. Navedene poteškoće deluju iz pravca ponude, odnosno tražnje. Sa stanovišta ponude, javna dobra koja država obezbeđuje su često intermedijalna dobra, čiju je korisnost teško izmeriti, odnosno, korisnost je više predmet sopstvenog osećaja. Dalje, proizvodnja se često obavlja od strane jednog aktera, dakle, nema konkurencije koja se u tržišnim uslovima očekuje da postoji. Navedeno utiče na zaključak da postoje velike poteškoće u primeni cost-benefit analize državnih programa. Sa stanovišta tražnje, često postoji problem hiper-aktivnosti države, uticaja političkih partija i neusklađenosti dužine političkog procesa i vremena potrebnog

za intervenciju i analizu povratnih uticaja. Bez bzira da li su posledica uticaja sa strane ponude ili tražnje, prema Wolf-ovoj teoriji ne-tržišnih neuspeha, argumenti protiv državne intervencije se svode na postojanje: “privatnih” ciljeva, rasta fiskalnog deficita, visoke tehnologije, kontrole informacija, rastućih troškova, izvedenih eksternalija i nejednakosti u distribuciji.

Autor poistovećuje privatne ciljeve sa internalijama (internim efektima), pod kojima podrazumeva: “ciljevi koji se primenjuju u okviru ne-tržišnih organizacija kako bi se vodile, regulisale i vrednovala performanse agencije” (Wolf 1979). Razlika u funkcionisanju ne-tržišnih mehanizama, u odnosu na tržišne u kojima je fokus na anticipaciji ponašanja potrošača, je u fokusu na internim rešenjima i standardima, averziji prema riziku, pa je teško meriti efekte takvih aktivnosti. Navedeno dovodi do rasta fiskalnog deficita, u smislu “više je bolje”, tehnoloških postignuća sa pravilom “više i kompleksnije je bolje” i do kontrole informacija po principu “dobro je znati ono što drugi ne znaju”. Generalno, neefikasnost u javnom sektoru je posledica i mekog budžetskog ograničenja, odnosno, male mogućnosti da država bankrotira. Dalje, proizvodnja koju sprovodi država je po pravilu ispod granice proizvodnih mogućnosti, uz često ignorisanje mogućnosti za obezbeđenjem ekonomije obima ili sniženjem troškova. Dalje, državne intervencije često generišu nove eksterne efekte, a njihove aktivnosti su najčešće sporije i tromije nego tržišne. Konačno, slično tržišnim mehanizmima, državne intervencije generišu nejednakost u distribuciji, kao posledica političkog uticaja i moći.

Konačno, rezimiran je dualitet tržišnog mehanizma u odnosu državu, sa stanovišta istih, ključnih pitanja: ciljeva, efekata, dobara koja se proizvode, prinosa i troškova i nejednakosti u distribuciji (Šemi 1.2).



Izvor: autorski prikaz.

Šema 1.2 Dualitet tržišta - država

Iako je tačno da se cost-benefit analiza teško može sprovesti u vezi sa dobrima koje obezbeđuje država, problem poređenja efikasnosti privatnog i javnog sektora leži i u činjenici da javni i privatni sektor ne obezbeđuju ista dobra, a kada ih obezbeđuju nemaju isto postavljene ciljeve. U slučaju privatnog sektora, cilj je uvek profit, dok u slučaju države cilj može biti stvaranje društvenih vrednosti (obrazovanje), boljeg zdravstvenog stanja društva, pomoć siromašnima. U tržišnim mehanizmima se stvaraju pozitivni/negativni eksterni efekti, a u državnim interni efekti vezani za ispunjenje ličnih ciljeva. Privatna dobra obezbeđuje tržište, a javna država, premda država u pojedinim slučajevima može obezbeđivati i neka privatna dobra. Tržišta karakterišu rastući prinosi, a državne aktivnosti rastući troškovi. Konačno, obezbeđenje dobara od strane i javnog i privatnog sektora može dovesti do nejednakosti u distribuciji, pri čemu je nejednakost koja proističe iz državnih intervencija posledica političkog uticaja i moći.

### 3. Javna potrošnja

Nemogućnost uspostavljanja Peret-efikasnosti isključivo na osnovu tržišnih mehanizama, implicira neophodnost državne intervencije u kontekstu politike regulacije i politika javne potrošnje. Optimalna politika javne potrošnje mora da obezbedi ravnotežu između potpunih ili delimičnih korekcija tržišnih imperfekcija i troškova i distorzija do kojih te državne politike dovode. Naime, distorzije se javljaju kod primene svake od politika javne potrošnje bilo da se sprovodi direktno, putem obezbeđenja, na primer, obrazovanja ili zdravstva putem države ili da se sprovodi indirektno, putem regulacija cena, pa remete ponašanje potrošača. Poenta se ogleda u uspostavljanju Peretopoboljšanja u odnosu na neefikasnost tržišnog mehanizma, a ne u generisanju novih nesavršenosti i neefikasnosti.

Politike javne potrošnje podrazumevaju dualitet, u smislu tekstualnih odredbi o principima i ciljevima politike, i realnih aktivnosti putem kojih se postavljeni ciljevi operacionalizuju. Sprovođenje postavljenih ciljeva se obezbeđuje instrumentima državne politike.

Izbor optimalnog instrumenta zavisi od nesavršenosti tržišta, potrebnog stepena uključenja države, troškova koje svaka od politika podrazumeva i mogućnosti pribavljanja adekvatnih informacija koje će obezbediti najbolje reakcije. Uprošćeno, država bi trebala da odabere onaj instrument politike javne potrošnje koji dovodi do maksimalnog nivoa socijalnih koristi. Konačno, moguće je da optimalno rešenje bude da država ne reaguje jer su troškovi intervencija veći u odnosu na troškove koji proističu iz nesavršenosti tržišta, ili država putem svojih intervencija generiše još veće nesavršenosti na tržištu.

Svaka politika javne potrošnje može uopšteno biti realizovana na tri načina: kroz cenovne subvencije (ili poreze), univerzalnu potrošnju, i delimično ili potpuno obezbeđenja dobara putem države.

Cenovne subvencije i oporezivanje se smatra najčešćim i najjednostavnijim načinom državne intervencije sa niskim transakcionim troškovima. Ukoliko postoje negativne eksternalije zbog duvanskog dima, potrebno je ili povećati cene cigareta ili povećati porez na cigarete. Međutim, u realnosti, situacija nije toliko jednostavna. Efikasnost cenovnih subvencija, odnosno državne regulacije putem cena, najviše zavisi



od elastičnosti tražnje za određenim dobrom. Ukoliko je niska elastičnost tražnje ili ukoliko se elastičnost tražnje za analiziranim dobrom značajno razlikuje između korisnika, onda cenovne subvencije nisu najbolje rešenje za regulisanje nesavršenosti tržišta. Međutim, studije koje na ovaj način definišu i ocenjuju da li je državna intervencija bila adekvatna, nailaze na prepreku koja se ogleda u teškoćama određenja individualnih elastičnosti tražnje u odnosu na cene. Stoga često polaze od teorije o medijalnom glasaču, pa se u analizi baziraju na elastičnosti tražnje medijalnog glasača. Prednosti cenovnih subvencija se ogledaju u mogućnosti izbora količine korišćenja usluga i izbor onoga ko proizvodi dobro od strane potrošača. Međutim, cenovne subvencije pate od nesavršenih informacija, s obzirom da je teško odrediti potreban intenzitet pomoći, pa se često određuje linearno, što predstavlja važan nedostatak ovakve realizacije politika javne potrošnje.

Univerzalna potrošnja podrazumeva da se određeno dobro troši univerzalno, bez izuzetaka, do određenog nivoa, od strane javnog ili privatnog sektora. Na primer, država propisuje da sva deca određenog uzrasta moraju upisati i završiti osnovno obrazovanje. Na taj način instrument univerzalne potrošnje primarno obezbeđuje jednakost u osnovnom obrazovanju. Univerzalna potrošnja može biti atraktivan instrument politike javne potrošnje, pogotovo u uslovima restriktivne fiskalne politike i deficita, jer može biti primenjena bez dodatne potrošnje od strane države. Naime, svako novo javno dobro koje država obezbeđuje dovodi do dodatnih troškove njihovih korisnika kroz poreski sistem. U slučaju univerzalnog obezbeđenja, država može propisati da je neophodno univerzalno trošiti određena dobra, do određenog nivoa, ali da ih sami potrošači finansiraju. Navedeni instrument dovodi do istih ekonomskih efekata, ali se lakše prihvataju nego novi rast poreza.

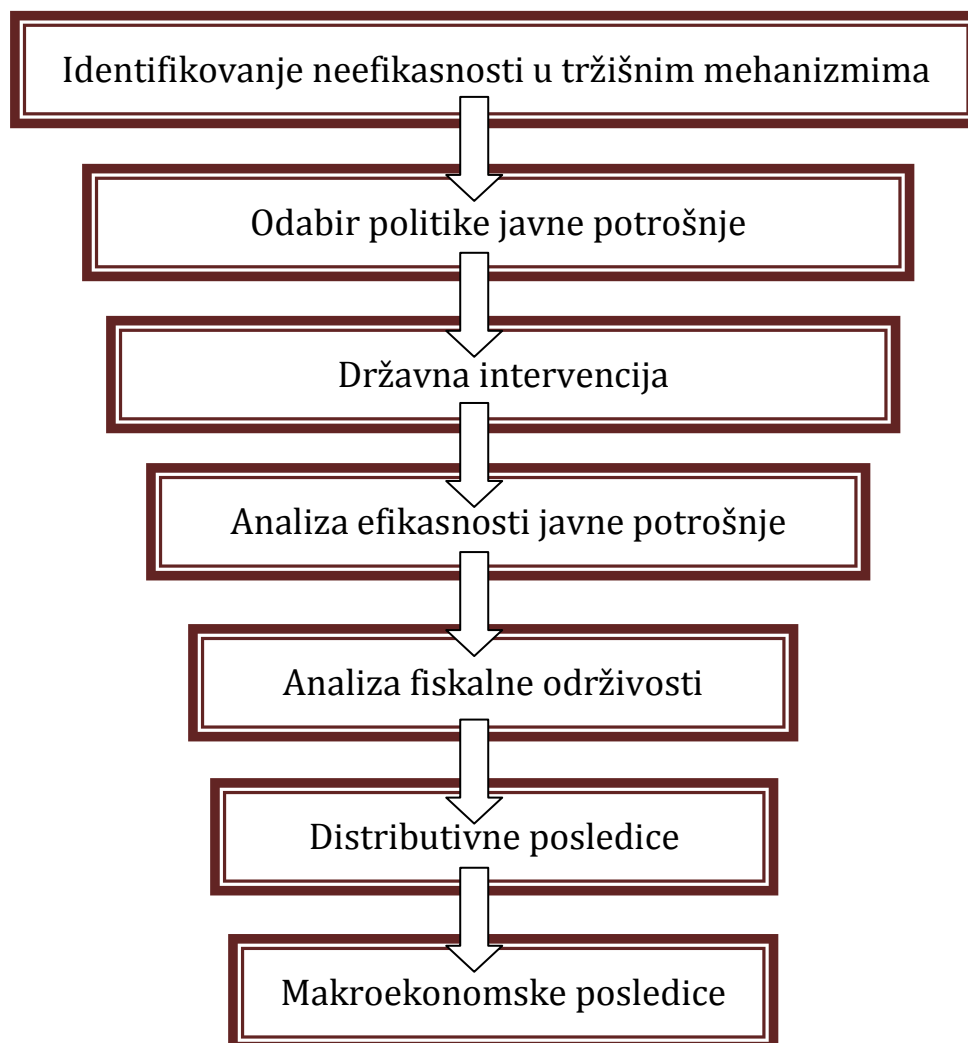
Delimično ili potpuno obezbeđenje dobara od strane države, podrazumeva direktnu proizvodnju javnih dobara. Finansiranje proizvodnje javnih dobara se može sprovoditi kroz poreski sistem ili direktnom naplatom od potrošača prilikom kupovine javnih dobara. Primer za prvi slučaju je osnovno obrazovanje, a za drugi fakultetsko obrazovanje (ukoliko se izuzmu državne stipendije studentima). Proizvodnja javnih dobara, za razliku od regulacije cena i univerzalne potrošnje omogućuje veći kontrolu potrošnje i obezbeđuje lakše rešenje distribucionih problema nego u privatnom sektoru. U slučaju privatnog obrazovanja, kada određeni učenik daje negativan primer ostalim

učenicama, obično biva isključen iz obrazovnog procesa. U slučaju državnog obrazovanja, ne odstupaju se od principa jednakih mogućnosti, pa se pronalaze drugi načini za rešavanje problema. Sa druge strane, država se smatra neefikasnom u proizvodnji javnih dobara, ili bar manje efikasnom u odnosu na privatni sektor, premda u slučaju poređenja državnih usluga i usluga koje pružaju neprofitne organizacije, razlika u efikasnosti nije toliko vidljiva. Kako je poverenje u državne usluge i javna dobra u većini slučajeva niska, postavlja se pitanje da li bi potrošači ipak bili spremni da se izlože dodatnim troškovima kako bi obezbedili viši nivo usluge ili se zadovoljavaju jeftinim, ali niskim nivoom usluga koje pruža javni sektor. Nedostatak koji se prepisuje obezbeđenju javnih dobara se ogleda u postavljenim ciljevima. Za razliku od privatnih preduzeća gde je uvek cilj maksimizacija profita, u državnim institucijama koje su finansirane iz poreza to nije slučaj. Stoga, javne usluge pružaju često nepotrebna, neisplativa ili javna dobra i usluge u prevelikoj meri.

Pored navedenih opšteprihvaćenih instrumenata politika javne potrošnje, Stiglitz (2009) naglašava još jedan važan instrument: državnu regulaciju. Argument državne regulacije je u uspostavljanju pravila u smislu imovinskih odnosa, pravnog sistema, do konkretnih odredbi, vezanih za, na primer, anti-monopolsku politiku.

Državno uplitanje radi regulisanja nesavršenosti tržišta i distributivnih problema, u realnosti najčešće podrazumeva kombinovanje prethodno opisanih instrumenata politika javne potrošnje, samo se postavlja pitanje koliko i na koji način se kombinovanje sprovodi. Izbor adekvatnog instrumenta za kreatore ekonomske politike je određeno i načinom na koji korisnici javnih dobara imaju percepciju o korisnosti koju dobijaju kupovinom određenih dobara. U slučaju obrazovanja, situacija postaje dodatno komplikovana, s obzirom na to da korisnici usluga nisu oni koji donose odluke, preciznije, roditelji donose odluke umesto dece (učenika). Kombinovanje različitih instrumenata javne potrošnje, sprovodi se ne samo zarad obezbeđenja Pareto-poboljšanja u odnosu na privatni sektor, već i usled makroekonomskih ciljeva, s obzirom na činjenicu da se visinom javne potrošnje može delovati na nivo agregatne tražnje i na kretanje ka potencijalnom autputu.

Uzimajući u obzir sve navedeno, postupak analize politika javne potrošnje se sprovodi redosledom prikazanim sledećom šemom.



Izvor: autorski prikaz.

Šema 1.3 Postupak u analizi politika javne potrošnje

Stoga se u fokus dovode sledeće pitanja: da li postoje nesavršenosti tržišta na polju penzijskog osiguranja, obrazovanja, zdravstva, koje mogu da opravdaju državnu intervenciju, nasuprot regulacije isključivo tržišnim mehanizmima? Da li država svojom intervencijom generiše nove neefikasnosti i koje su distributivne posledice? Konačno, da li je politika javne potrošnje održiva?

### 3.1 Socijalno osiguranje

Korekcije nesavršenosti tržišta državnim inetrvcijom na području politika osiguranja (dakle, penzijskog osiguranja, osiguranja za slučaj nezaposlenosti i invalidnosti), zdravstva, obrazovanja, omogućuje državi definisanje dugoročnih razvojnih planova i njihovo obezbeđenje koordinacijom navedenih politika. Svaka od njih ima posredan uticaj na ostale, pa se samo definisanjem zajedničkih razvojnih ciljeva na dugi rok, mogu očekivati korekcije nesavršenosti tržišta, efikasnost alokacije resursa ali uz održivost javne potrošnje.

Socijalno osiguranje predstavlja najznačajniju državnu politiku, s obzirom na važnost ispunjenja postavljenih ciljeva, broja programa koje socijalno osiguranje podrazumeva, kao i na visinu izadataka za socijalno osiguranje, koja u većini država prestavlja najveći deo ukupne javne potrošnje za pojedinačnu politiku. Generalno, cilj socijalnog osiguranja, kao i njegovog opozita, privatnog osiguranja, jeste osiguranje od rizika kojima su pojedinci izloženi tokom života (invaliditet, ratni veterani, nezaposlenost), i nakon završenog radnog veka (kada se ranije zarade kompenzuju penzijama). Međutim, za razliku od privatnog osiguranja u kom je premija srazmerna riziku kom je pojedinac izložen, njegovim godinama, uplatama privatnom penzijskom fondu, socijalno osiguranje, sem što osigurava pojedinca, vrši i preraspodelu dohotka, u smislu relativnog smanjenja penzija pojedincima sa visokim zarada tokom radnog veka, i povećanja penzija pojedincima sa najmanjim zaradama tokom radnog veka.

Razlika socijalnog osiguranja u odnosu na većinu drugih državnih programa se ogleda u načinu finansiranja, koje je bazirano na doprinosima koje uplaćuju zaposleni i preduzeća. Premda, uplata od strane zaposlenih ne smanjuje opterećenje radnoj snazi. Naime, kako su preduzeća zainteresovana samo za ukupne troškove radne snage, a plaćanja države po osnovu socijalnog osiguranja, za preduzeća *jesu* dodatni trošak, kalkulišući taj trošak preduzeća umanjuju neto zarade pojedincima. Dodatno, stimulans za socijalno osiguranje i specifičnost plaćanja zaposlenih i preduzeća je što se uplate za socijalno osiguranje ne oporezuju u momentu uplaćivanja, već postoji pomak u oporezivanju do momenta isplate.

Najznačajniji deo socijalnog osiguranja predstavlja penzijsko osiguranje, koje će biti detaljno razmatrano u nastavku.

### 3.1.1 Penzijsko osiguranje

Kao što životno osiguranje može obezbeđivati privatni sektor, tako i penzijsko osiguranje može biti obezbeđeno od strane privatnog sektora. Međutim, ograničenja u toj mogućnosti, i konačno obezbeđenje penzijskog osiguranje od strane države, posledica je nemogućnosti uspostavljanja Pareto efikasnosti iz razloga predstavljenih u Tabeli 1.3. Međutim, državna intervencija u penzijskom osiguranju generiše pored pozitivnih efekata i nove nesavršenosti.

**Tabela 1.3** Uzroci i posledice državnih intervencija u penzijskom sistemu

<b>Uzrok:</b> nesavršenost i neefikasnost tržišta u privatnom penzijskom osiguranju	<b>DRŽAVNA INTERVENCIJA</b>	<b>Posledice:</b> pozitivni efekti državnog penzijskog osiguranja
Nesavršene informacije - Negativna selekcija - Moralni hazard		Nema problema negativne selekcije i moralnog hazarda
Visoki administrativni troškovi		Niži transakcioni troškovi
Nepotpuna tržišta - Nepotpuno osiguranje od društvenih rizika		Osiguranje od društvenih rizika - Indeksacija
<b>PARETO NEEFIKASNOST</b>		<b>INTERGENERACIJSKA PARETO-EFIKASNOST</b>

Izvor: autorski prikaz.

U slučaju penzijskog osiguranja, nesavršenosti tržišta se ogledaju u nesavršenim informacijama, visokim administrativnim troškovima i nepotpunim tržištima, što dovodi do Pareto neefikasne alokacije resursa. Nesavršene informacije se ogledaju u činjenici da je pojedinac koji želi penzijsko osiguranje bolje upoznat sa sopstvenom situacijom u vezi sa zdravstvenim stanjem, porodičnom anamnezom i očekivanom dužinom životnog veka od privatne osiguravajuće kuće koja je izložena veoma visokim administrativnim troškovima radi prikupljanja pomenutih informacija. Sa ciljem minimizacije troškova, osiguravajuća kuća mora donositi odluke o visini premije na osnovu *prosečne* dužine životnog veka. Navedena situacija dovodi do negativne selekcije, jer pojedinci sa očekivanim kraćim životnim vekom neće koristiti osiguranje, jer će u tom slučaju biti neto gubitnici, dok će se osiguravati pojedinci sa očekivanim dužim životnim vekom, koji bi bili neto dobitnici, jer penzijsko osiguranje podrazumeva fiksna primanja nakon

završenog radnog veka do kraja života. Dodatno, javlja se problem moralnog hazarda, jer osigurani pojedinci koriguju sopstveno ponašanje, koje može povećati verovatnoću da se događaj od koga su osigurani zbilja i desi. Konačno, s obzirom da privatno osiguranje nije vođeno državnim interesima, u tom slučaju država ne snosi posledice za neželjene događaje, a privatno osiguranje nije u mogućnosti da predvidi i da pruži osiguranje za sve neželjene događaje. Konkretno, ne može obezbediti konstantnost primanja nakon penzionisanja jer ne postoji mogućnost indeksiranja u slučaju inflacije. Sve navedeno, konačno vodi neefikasnosti, koju je moguće delimično korigovati državnom intervencijom.

Državno obezbeđenje penzijskog osiguranja, koriguje problem nesavršenih informacija jer je obavezno za sve zaposlene. Obaveznost penzijskog osiguranja isključuje problem negativne selekcije, jer u osiguranju ne postoji izbor. Problem moralnog hazarda u smislu neefikasno male štednje prestaje da bude aktuelan, premda se može pojaviti u drugim situacijama, kao što je slučaj prevremenih penzija. Takođe, obaveznost osiguranja, ne podrazumeva potrebu za daljom informisanošću o pojedincima, već postoji linearnost u osiguranju i posledično niži transakcioni troškovi. Kako privatno obezbeđenje penzija podrazumeva visoke transakcione troškove, i samo kvazi-konkurentnost privatnih penzijskih kompanija, smatra se da centralno obezbeđenje penzija daje Pareto-poboljšanje (Greco 2006). U vezi sa problemom potencijalnog osiguranja od društvenih rizika, rešenje problema se ogleda u indeksaciji, koje sprovodi država u okviru penzijskog osiguranja. Konačno, penzijski sistem koji obezbeđuje država obezbeđuju intrageneracijsku preraspodelu i intergeneracijsku preraspodelu koje mogu biti Pareto efikasne, što je uslovljeno sistemom finansiranja.

## **Finansiranje**

Prema autoru Sinn (1997) svaki sistem finansiranja penzija je igra sa nultim ishodom za sve generacije uključene u igru. Penzijski sistem vrši, dakle, redistribuciju između generacija i unutar generacija.

Sistem finansiranja penzija može biti baziran na ekstremima (Šema 1.4):

- tekućem finansiranju (“pay-as-you-go”) i
- sistemu zasnovanom u potpunosti na fondovima ili sistem potpune kapitalizacije (“fully-funded”).

Sistem tekućeg finansiranja podrazumeva da se na osnovu doprinosa koje uplaćuju trenutno zaposleni, vrši transfer ka penzionerima. Dakle, reč je o intergeneracijskoj preraspodeli, jer zaposleni u jednoj generaciji finansiraju penzije (Šema 1.4), pa je za nesmetano funkcionisanje od presudnog značaja broj zaposlenih prema broju penzionera. U slučaju da je broj zaposlenih prema broju penzionera manji od 2.5 očekuje se da postoje teškoće u tekućem finansiranju. Navedene poteškoće se koriguju rastom populacije ili rastom zarada i na taj način doprinosa. Navedeno je moguće predstaviti putem izraza:

$$T * N_e * W = N_p * AP, \text{ odnosno,} \quad (1.1)$$

$$AP = \frac{N_e}{N_p} * W * T, \quad (1.2)$$

gde je sa  $T$  prikazan doprinos, sa  $N_e$  broj zaposlenih, sa  $W$  zarade, sa  $N_p$  broj penzionera i sa  $AP$  prosečne penzije. Dakle, prosečne penzije su uslovljene odnosom zavisnosti između zaposlenih i penzionera, zaradom zaposlenih i stopom doprinosa koja pokazuje koji deo zarade postaje deo penzijskog osiguranja. Dakle, porast odnosa zavisnosti, zarada i doprinosa dovodi do većih prosečnih penzija, mada u slučaju autonomnog rasta stope doprinosa da bi se obezbedilo tekuće finansiranje penzijskog sistema, postoji bojazan od poreske evazije i razvijanja sive ekonomije. Stoga je instrument koji država koristi češće sufinansiranje, kako bi se obezbedilo nesmetano funkcionisanje penzijskog sistema zasnovanog na tekućem finansiranju, pa izraz dobija sledeći izgled:

$$AP = \frac{N_e}{N_p} * W * T + G, \quad (1.3)$$

pri čemu je sa  $G$  označena intervencija države u smislu javne potrošnje.

Sistem tekućeg finansiranja se smatra Pareto-efikasnim kada je sadašnja vrednost penzija jednaka sadašnjoj vrednosti doprinosa (Wrede 1998). Dakle, reč je o ekvivalentnosti sadašnjih vrednosti. Međutim, navedeni uslov efikasnosti ne važi u slučaju kada se penzije određuju na osnovu pondera vezanih za doprinose penzionera tokom njihov radnog veka. Tada sadašnja vrednost doprinosa, ne odgovara sadašnjoj vrednosti penzija u potpunosti, pa je reč samo o parcijalnoj ekvivalenciji.

Sistem tekućeg finansiranja		Sistem potpune kapitalizacije	
Generacija 3	Zaposleni Doprinosi Penzioneri (zaposleni u generaciji 2)	Zaposleni	Penzioneri (zaposleni u generaciji 2)
Generacija 2	Zaposleni Doprinosi Penzioneri (zaposleni u generaciji 1)	Zaposleni Doprinosi + prinos	Penzioneri (zaposleni u generaciji 1)
Generacija 1	Zaposleni Doprinosi Penzioneri	Zaposleni Doprinosi + prinos	Penzioneri

Izvor: autorski prikaz.

Šema 1.4 Sistem tekućeg finansiranja vs. sistem potpune kapitalizacije

Za razliku od sistema tekućeg finansiranja koji se obezbeđuje od strane države, sistem finansiranja potpunom kapitalizacijom je pretežno vezan za privatno penzijsko osiguranje, premda ga je moguće obezbeđivati i putem javnog sektora. Ideja je uplata doprinosa koji se zamim akumuliraju, a u zavisnosti od stope prinosa uvećavaju i konačno isplaćuju u formi penzija. Dakle, zaposleni iz jedne generaciji, uplaćuju doprinose koji se oplođuju, pa kao posledica toga, u dugoj generaciji kada isti zaposleni postanu penzioneri, primaju penzije shodno sopstvenim uplata tokom radnog veka uvećanim za stope prinosa na dobrinose (Šema 4). Stoga se nameće pitanje, gde država ili privatni sektor ulaže prikupljene doprinose i koja je stopa prinosa na doprinose.

Važno pitanje koje je predmet mnogih diskusija u literaturi je da li je sistem kapitalizacije dominantan u odnosu na tekuće finansiranje sa stanovišta Pareto-efikasnosti. Navedeno u značajno meri zavisi od visine stope prinosa i stope rasta zarada. Ukoliko je stopa rasta prinosa veća od stope rasta realnih zarada, bolji je sistem kapitalizacije (Feldstein i Samwick 2000 su pokazali da je stopa rasta prinosa na godišnjem nivou veća za najmanje 4.5% od stope rasta realnih zarada, upućujući na adekvatnost finansiranje sistemom kapitalizacije). Dodatno, obezbeđenje penzijskog osiguranja u prvoj generaciji predstavlja problem u oba sistema. Pri tekućem finansiranju, u generaciji 1 (Šema 1.4) penzioneri primaju penzije na osnovu doprinosa trenutno zaposlednih, a da prethodno, tokom svog radnog veka nisu odvajali doprinose



za penzije. Problem penzionera u generaciji 1 postoji i u sistemu potpune kapitalizacije, jer njihove penzije nisu obezbeđene ukoliko nisu ulagali u fondove tokom radnog veka. U oba slučaja se ne može izvršiti intergeneracijska preraspodela koja je ključna u finansiranju penzijskog osiguranja. Položaj penzionera u prvoj generaciji je stoga senzibilan i ne može biti zanemaren u oba sistema finansiranja.

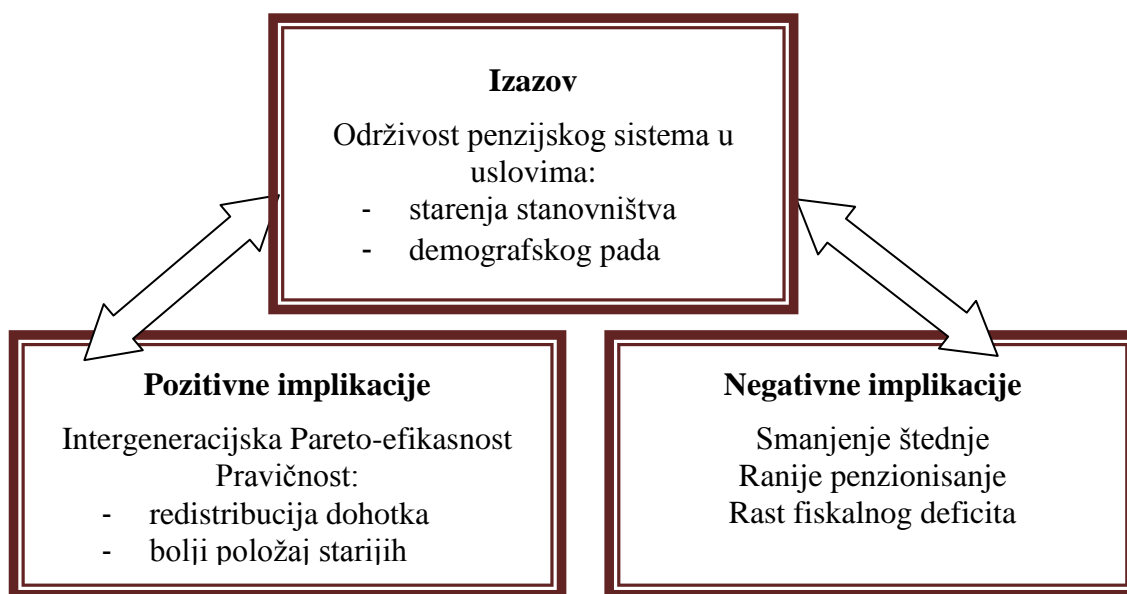
Navedeno uslovi otežavaju i mogućnosti prelaska sa sistema tekućeg finansiranja na kapitalizovano, jer se ne može obezbediti Pareto-poboljšanje. Pareto-poboljšanje pri prelasku sa sistema tekućeg finansiranja na kapitalizovano može postojati samo u slučaju kada u sistemu tekućeg finansiranja ne postoji Pareto-efikasnost za *svaku* generaciju (Wrede 1998). Međutim, za tekuću generaciju zaposlenih, navedeno ne može biti Pareto-efikasno jer bi podrazumevalo dvostruke izdatke: za finansiranje tekućih penzija i kapitalizovane fondove. Međutim, Tatiana Damjanovic (2003) je pokazala da je moguće obezbediti Pareto-poboljšanje pri prelasku sa tekućeg na kapitalizovano finansiranje i u slučaju intergeneracijske heterogenosti uvođenjem poreza i transfera u okviru *jedne* generacije. Dodatno, utvrđeno je u radu da li je moguće Pareto-poboljšanje prilikom prelaska na sistem kapitalizacije u zavisnosti od toga da li je ekonomija zatvorena ili otvorena, da li je ponuda radne snage elastična ili ne, da li su penzije linearne ili zavise od ranijih doprinosa pojedinca, i konačno koje su politike primenjene prilikom prelaska. Ispostavilo se da su faktori koji su ograničavajući za Pareto-poboljšanje neelastična ponuda radne snage i formiranje penzija na osnovu ranijih doprinosa.

Shodno definisanim mogućnostima finansiranja i privatog/javnog izvora za obezbeđenje penzijskog osiguranja, Svetska banka (World Bank 1994) predlaže uvođenje multi-stubskog pristupa. Navedeni pristup omogućuje suočavanje sa rizicima koji nastaju usled demografskih trendova, a korišćenje kapitalizovanih fondova obezbeđuje individualne račune i tendenciju ka efikasnoj alokaciji resursa. Detaljnije, predlog je koristiti tri stupa penzijskog osiguranja:

- prvi stub: obavezno državno penzijsko osiguranje;
- drugi stub: obavezno dopunsko privatno penzijsko osiguranje (kapitalizovani fondovi);
- treći stub: dobrovoljno privatno penzijsko osiguranje (kapitalizovani fondovi).

Na osnovu predloženog penzijskog osiguranja na osnovu tri stuba, ispostavlja se da je tendencija ka diverzifikaciji rizika, u smislu da deo obaveznog penzijskog sistema obezbeđuje država (prvi stub), a deo privatni fondovi (drugi stub). Dodatno, moguće je obebediti dodatno privatno osiguranje, koje je dobrovoljnog karaktera (treći stub). Dakle, na osnovu predloženog pristupa, odvaja se redistributivna funkcija, koja je vezana samo za prvi stub od štedne funkcije, koja je vezana za individualne račune i druga dva stuba.

Finansiranje penzijskog sistema je pod pritiskom i izloženo je izazovima u smislu obezbeđenja održivog penzijskog sistema u uslovima starenja stanovništva i demografskog pada. Uspešnost penzijskog sistema u zadatim okolnostima je predstavljeno pozitivnim i negativnim implikacijama (Šema 1.5).



**Izvor:** autorski prikaz.

**Šema 1.5** Izazovi i implikacije penzijskog sistema

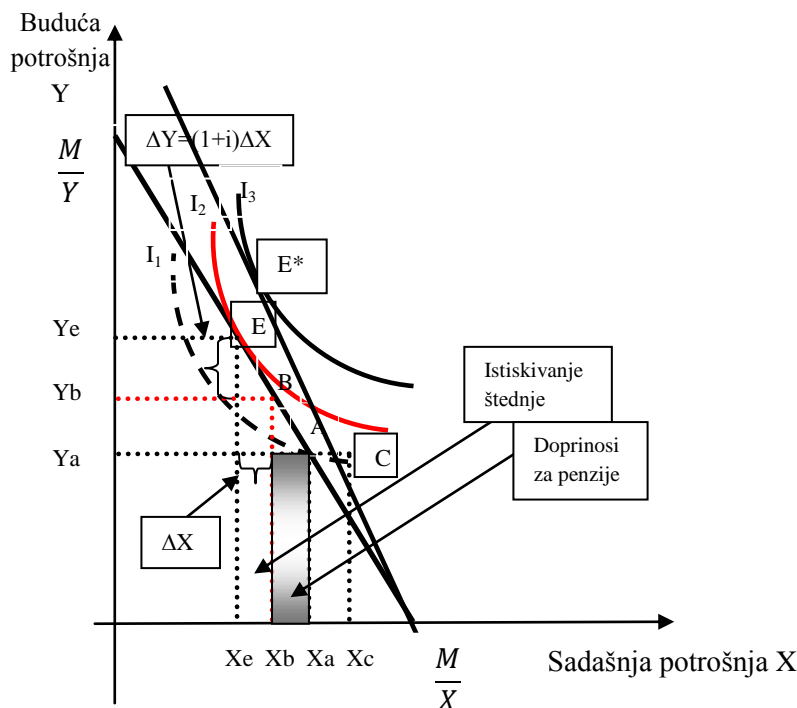
Izazovi u smislu demografskog sistema i starenja stanovništva se ispoljavaju u penzijskom sistemu kroz smanjen odnos zavisnosti između zaposlenih i penzionera. Stoga se na osnovu demografskih projekcija, očekuje da će tekući sistem finansiranja biti još manje efikasan u budućnosti (Fox and Palmer 2001), i da će biti neophodno

smanjenje penzija ili povećavanje doprinosa kako bi se trenutni sistem održao na istom nivou korisnosti za sve generacije.

Negativne implikacije u smislu smanjenja štednje se pojavljuju jer se pojedinci oslanjaju na sistem penzijskog osiguranja bez dodatne, dobrovoljne štednje, što redukuje investicije i ekonomski rast, pogotovo u zatvorenim ekonomijama (Greco 2006). Navedeni problem je prestavljen Grafikom 1.4. Prikazano je intertemporalno budžetsko ograničenje pojedinca, pri čemu je na apscisi predstavljena sadašnja potrošnja, a na ordinati buduća potrošnja. Svako smanjenje sadašnje potrošnje implicira porast buduće potrošnje za iznos štednje uvećan za stopu prinosa. Dakle, ukoliko pođemo u interpretaciji od ravnotežne tačke E, u kojoj se uspostavlja tangencijalni odnos između krive indiferencije i budžetskog ograničenja, ka tački B, govorimo o prirastu sadašnje potrošnje za  $\Delta X$ , dok se potencijalna buduća potrošnja smanjila za iznos prirasta sadašnje potrošnje i prinosa na štednju. Ukoliko bi se sadašnja potrošnja i dalje povećavala na uštrb buduće, prešlo bi se u tačku A, u kojoj je ukupna korisnost na nižem nivou, iako se ceo dohodak troši, s obzirom na intersekciju budžetskog ograničenja i krive indiferencije 1 ( $I_1$ ) koja prikazuje niže nivoe korisnosti. Ponašanje pojedinca može da se očituje van opsega budžetskog ograničenja ukoliko se zadužuje, tačka C. Tada je buduća potrošnja na najnižem nivou, dok sadašnja potrošnja dominira. Međutim, prirast sadašnje potrošnje je manji od gubitka buduće potrošnje.

Racionalno ponašanje pojedinca se ogleda u tendenciji u kretanju ka krivama indiferencije koje se nalaze na višem nivou i u pravcu ekvilibriuma, E. Stoga se pojedinac u slučaju da polazi iz tačke A, opredeljuje za štednju u rasponu  $X_e-X_a$ . Odricanje od sadašnje potrošnje mu obezbeđuje uvećanu potrošnju u budućnosti u rasponu od  $Y_e-Y_a$ . Međutim, uvođenjem penzijskog osiguranja, pojedinci su u obavezi da uplaćuju penzijsko osiguranje, u ovom primeru, u iznosu  $X_b-X_a$ . Dakle, reč je o manjem iznosu, nego što bi pojedinci štedeli u slučaju da penzijsko osiguranje ne postoji. S obzirom na činjenicu da je penzijsko osiguranje uvedeno, pojedinci ga smatraju vidom štednje i ne opredeljuju se za dodatnu štednju (u iznosu  $X_e-X_b$ ). Ispostavlja se da penzijsko osiguranje istiskuje privatnu štednju. Umanjenje privatne štednje ima negativne implikacije na privredu, pri čemu se usporava privredni rast u nedostatku štednje, a posledično investicija. Stoga stimulans se mora ogledati u rastu stopa prinosa na štednju. U tom slučaju, a pod pretpostavkom nepromenjenih zarada,

menja se nagib budžetskog ograničenja, a ravnoteža se uspostavlja u tački,  $E^*$ , poklapanjem nagiba budžetske linije sa nagibom krive indiferencije koja je najudaljenija od origa ( $I_3$ ), te predstavlja najviše nivoe korisnosti.



Izvor: autorski prikaz.

**Grafik 1.4** Intertemporalno budžetsko ograničenje i istiskivanje private štednje penzijskim osiguranjem

Objašnjena situacija da su pojedinci skloni da nakon što se uvede penzijski sistem, prestanu dodatno da štede, oslanjajući se na penzijsko osiguranje, predstavlja jedan vid moralnog hazarda, prema kom pojedinci pokušavaju minimalno da troše, a očekuju istu korist kao drugi korisnici penzijskog sistema. Dodatno, ispoljavanje moralnog hazarda se može ogledati u pretenzijama za ranim penzionisanjem, jer se penzije primaju do kraja života, uz minimalne doprinose zbog skraćenog radnog veka. Navedeno se može kao negativna implikacija reflektovati u deficitu penzijskog sistema i u fiskalnom deficitu, s obzirom na činjenicu da država u nekim slučajevima sufinansira penzijske izdatke. Dakle, dufinansiranje, demografski pad, starenje stanovništva, raniji odlazak u penziju su najznačajniji faktori koji utiču na formiranje fiskalnog deficita. Pored njih, značajan je i uticaj produktivnosti, koja je opadajuća funkcija, pa ne obezbeđuje očekivani podsticaj. U takvim slučajevima, postoji neophodnost razmatranja

reformi penzijskog sistema, radi uspostavljanja njegove održivosti, u pravcu pomeranja starosne granice kod oba pola za odlazak u penziju, povećanje doprinosa, kao potpuna ili delimična promena sistema finansiranja.

Među pozitivnim efektima ispoljava se tendencija ka uspostavljanju ravnoteže između pravičnosti i efikasnosti. Teži se uspostavljanju Pareto-efikasnom penzijskom sistemu, ali se istovremeno sprovodi redistributivna funkcija. Naime, prvi stub penzijskog osiguranja upravo obezbeđuje redistributivnu funkciju, kojom se bar minimum uslova za život obezbeđuje svima. Teži se intergeneracijskog efikasnosti u smislu izjednačenja neto doprinosa i neto penzija, a redistribucija se vrši na intrageneracijskom nivou. Naime, razlike u zaradama pojedinaca tokom ranog veka mnogo su izraženije u odnosu na razlike u penzijama. Konačno, penzijski sistem ostvaruje svoj cilj, u smislu očuvanja dohotka starih, od prestanka radnog veka do kraja života.

### **3.1.2 Osiguranje za slučaj nezaposlenosti**

Primenjujući istu logiku kao u slučaju penzijskog sistema, kada je postojao problem nesavršenosti informacija koji je sprečavao privatna tržišta da obavljaju usluge penzijskog osiguranja, osiguranje za slučaj nezaposlenosti je takođe trusno područje u smislu nesavršenih informacija. Kao i u slučaju penzija, radnik u ovom slučaju dobro poznaje svoje mogućnosti, znanja, karakter, te mogućnost da li će ili ne ostati bez posla. Kako su za ovo osiguranje najpre zainteresovani ljudi kod kojih postoji velika verovatnoća da će izgubiti posao, a ne oni sa sigurnim poslom, privatna tržišta teško da bi mogla efikasno da funkcionišu jer bi osiguravajuće kuće ostvarile najveći profit upravo kod onih pojedinaca koji imaju siguran posao ali se neće osigurati, naspram onih koji imaju posao ali sa velikom verovatnoćom da će ga izgubiti i koji će se, verovatnije, osigurati. Usled visokih administrativnih troškova sa ciljem spoznaje realnosti, osiguravajuće kuće bi određivale prosečne premije, a među osiguranicima bi postojala negativna selekcija. Dodatno, postojao bi i problem moralnog hazarda u smislu povećanja mogućnosti da se desi upravo onaj scenario od kog je pojedinac i osiguran. Obavezni državni program za slučaj nezaposlenosti stoga rešava u velikoj meri problem

nesavršenih informacija, premda tendencija ka gubitku posla kod osiguranika i dalje postoji.

Finansiranje osiguranja za slučaj nezaposlenosti, funkcioniše prema istoj matrici kao i sistem socijalnog osiguranja, međutim, neželjeni efekti sistema socijalnog osiguranja se ogledaju u mogućnosti za porastom nezaposlenosti i dužim periodom trajanja nezaposlenosti, kako bi se maksimalno iskoristila mogućnost primanja nadoknade za slučaj nezaposlenosti. Stoga se posebnim izazovom smatra državna inicijativa za podsticaj rada.

### **3.1.3 Osiguranje za slučaj invalidnosti**

Osiguranje za slučaj nezaposlenosti predstavlja formu socijalnog osiguranja u okviru kojeg se vrši osiguranje primanja zaposlenih u slučaju invalidnosti koje bi sprečilo zaposlenog u obavljanju posla. Posredi se može nalaziti problem vezan za povrede, bolesti ili trajnu invalidnost usled kojih pojedinci nisu sposobni da rade. Osiguranje za slučaj invalidnosti može pružati privatni sektor, određujući individualne programe osiguranja od invalidnosti, mada, usled visokih administrativnih troškova, kao i nesavršenosti u vezi sa nepotpunim tržištem osiguranjem, osiguranje za slučaj nezaposlenosti obezbeđuje i država, jedinstvenim sistemom. Ideja je formirati sigurnosnu mrežu koja će obezbediti obuhvat svih zaposlenih sa povredama koji bi inače bili neosigurani ili bi premija od osiguranja bila na nižem nivou od očekivale ukoliko bi je pružao privatni sektor. Premije od osiguranja za slučaj invalidnosti iako treba da obezbede sigurnost zarade nakon što se povreda dogodi, osiguranje isplaćuje premiju koja je najčešće značajno manja od zarade tokom radnog veka (mesečne isplate su najčešće između 60% i 70% od prosečne mesečne zarade).

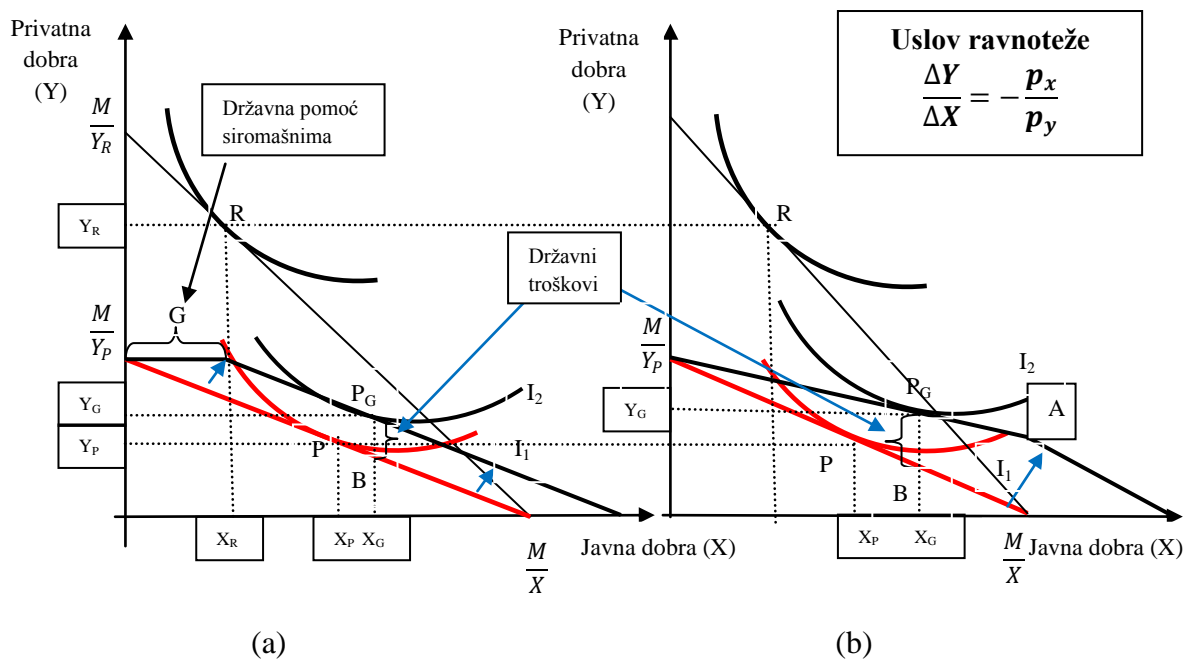
### 3.2 Socijalna zaštita

Socijalna zaštita je instrument socijalne politike za prevenciju i pružanje pomoći ugroženim kategorijama stanovništva. Socijalnom zaštitom se pokušavaju smanjiti nejednakosti u društvu, odnosno, cilj je ravnomernija raspodela dohotka, ali i obezbeđenje istih mogućnosti u sveri zapošljavanja, obrazovanja i zdravstva. Uspostavljanje egalitarizma se ne sprovodi samo *post festum*, nego je ideja proaktivno i zaštitno delovati.

Programi socijalne zaštite bivaju aktivirani tek kada se identifikuju nesavršenosti tržišta, koje je potrebno korigovati državnom intervencijom. Nesavršenosti tržišta koje su osnova delovanja politike socijalne zaštite su vezane za distribuciju dohotka i makroekonomsku neravnotežu koja određeni broj pojedinaca može dovesti u ugroženi položaj. Dodatno, problem nesavršenih informacija takođe može biti motiv za državnu intervenciju, s obzirom da je dostupnost informacija među ugroženim grupama stanovništva manja, kao i moralnog hazarda u smilu svesnog povećanja dokolice, kako bi se prema nižim raspoloživim dohotcima, povećala verovatnoća korišćenja socijalne zaštite. Stoga se programi socijalne zaštite mogu podeliti na one koji su usmereni ka smanjenju siromaštva, ka ugroženim pojedincima i deci, kao i oni koji se odnose na obezbeđenje podsticaja za rad. Konačno, programi socijalne zaštite su veoma raznovrsni i odnose se na novčanu pomoć naspram pomoći u naturi, od nabavke hrane do pomoći pri rešavanju stambenog pitanja.

Generalno, pojedinci sa nižim dohocima će imati tendenciju da više koriste javna dobra u odnosu na privatna, oslanjajući se na programe socijalne zaštite i različito će tretirati pomoć koju ima obezbeđuje država (Grafik 1.5). Naime, ukoliko su na apscisi predstavljena javna dobra, a na ordinate privatna, budžetska ograničenja bogatih i siromašnih, ne samo da će se razlikovati u udaljenosti od origa, već se razlika ogledati i u strmijem nagibu bogatih. Krive indiferencije će se takođe razlikovati, pa će se ravnoteža potrošačevog izbora kod bogatih pojedinaca nalaziti u tački R (reach), koja prikazuje da će pojedinac sa višim dohotkom preferirati korišćenje veće količine privatnih dobara ( $Y_R$ ) u odnosu na javna dobra ( $X_R$ ). Navedena situacija je posledica racionalnog ponašanja bogatih, koji u vezi sa korišćenjem javnih dobara moraju da plaćaju višu cenu (u smislu poreza), a da ih manje koriste (jer su mnogi program

namenjeni redistribuciji). Sa druge strane, ravnotežna tačka siromašnog pojedinca se formira na nivou P (poor) i ukazuje znatno niže dohotke od bogatog pojedinca i usmerenje ka većem korišćenju javnih dobara. Siromašni pojedinac koristi manje privatnih dobara  $Y_P$ , a više javnih,  $X_P$ , jer je cena javnih dobara za siromašnijeg pojedinca relativno manja od cene za bogatog pojedinca. Siromašan pojedinac često nije uključen u sve oblike plaćanja državi usled lošeg imovinskog statusa, dok po osnovu više programa ostvaruje korist.



Izvor: autorski prikaz.

**Grafik 1.5** Javna vs. privatna dobra / siromašni vs. bogati pojedinci

Ukoliko država obezbeđuje pomoć u smislu programa socijalne zaštite, program će doticati samo siromašne (raspon G na Grafiku 1.5, deo (a)). Kada je program socijalne zaštite definisan tako da uveća prihod siromašnih (bilo u novčanom smislu bilo naturalno), doći će do paralelnog pomeranja budžetskog ograničenja u desno, bez promena u preferencijama potrošača. Oni će i dalje na isti način percipirati korist od privatnih u odnosu na javna dobra. S obzirom na činjenicu da raspolažu sa većim prihodom u iznosu državne pomoći, G, siromašni će trošiti više i na privatna i na javna dobra. Ukoliko bi dobili pomoć u naturi, preostali dohodak bi trošili na uobičajeni način, u smislu odnosa privatna/javna dobra. Takvi program bi imali samo efekat dohotka, pa stoga nisu vezani za distorzije i neefikasnosti.



Država bi u cilju rešavanja problema distribucije, mogla da generiše nove neefikasnosti uvođenjem programa koji pored efekta dohotka, imaju i supstitutivni efekat (Grafik 1.5, deo (b)). Efekat supstitucije nastaje pri promeni relativnih cena dobara, jer uslov ravnoteže glasi:  $\frac{\Delta Y}{\Delta X} = -\frac{p_x}{p_y}$ , odnosno granična stopa supstitucije je jednaka relativnim cenama javnih dobara u odnosu na privatna. Stoga, ukoliko su programi socijalne zaštite definisani tako da pokrivaju deo troškova javnog dobra do određenog nivoa njegove potrošnje, javno dobro postane relativno jeftinije u odnosu na privatno, što dovodi do promene nagiba budžetskog ograničenja u rasponu  $\frac{M}{Y_p} - A$ . Ispoljava se efekat supstitucije, pored efekta dohotka<sup>2</sup>. Nakon tačke A nagib ostaje isti kao i nagib budžetskog ograničenja, jer je u tom delu odnos cena javnog i privatnog dobra nepromenjen. Nakon delovanja programa socijalne zaštite, uspostavlja se nova ravnotežna tačka P<sub>G</sub>, prema kojoj siromašni troše više i javnih i privatnih dobara.

Ravnotežni nivo potrošačevog izbora u slučaju oba državna programa je formiran na istoj krivi indiferenciji (I<sub>2</sub>) stoga predpostavlja isti nivo korisnosti koji oba programa obezbeđuju. Međutim, državni troškovi nisu isti. Državni troškovi se mere rasponom P<sub>G</sub>-B u oba slučaja. Ispostavlja se da su troškovi veći u delu (b), nego u delu (a), odnosno u programima koji su zasnovani na supstitutivnom efektu, dok su koristi isti. Stoga se program socijalne zaštite definisan u delu (b) smatra neefikasnim u odnosu na program predstavljen u delu (a).

Ispostavlja se da je važan izazov u sveri socijalne zaštite, identifikacija ugroženih pojedinaca, redistribucija dohotka u njihovom pravcu, ali uz primenu najefikasnijih programa: onih koji obezbeđuju željeni nivo korisnosti, uz najnižu javnu potrošnju (kretanju u pravcu dohodnih programa, a ne onih kod kojih se u većoj meri ispoljava efekat supstitucije).

---

<sup>2</sup> Moguće je izvršiti dekompoziciju ukupnog efekta usled dejstva državnih programa koji koriguju relativne cene javnih u odnosu na privatna dobra. Neophodno je izvršiti translaciju linije budžetskog ograničenja nakon državne intervencije, tako da nova prava postane tangenta na prvoj krivi indiferenciji. Ravnotežna tačka u tom slučaju pokazuje veličinu efekta supstitucije, dok je dohodni efekat jednak razlici ukupne promene u potrošnji javnih dobara i veličine efekta supstitucije.

### 3.3 Zdravstvena zaštita

Analiza potrošnje za zdravstvenu zaštitu sa stanovišta ekonomije javnog sektora, u centar istraživanja dovodi pitanje da li je zdravstvo po osnovnim načelima javno ili privatno dobro. Uzimajući u obzir kriterijume za distinkciju između čistih javnih dobara i privatnih dobara, mogućnost isključenja iz korišćenja i da li je dobro besplatno, upućuje na zaključak da je zdravstvo, po svojoj prirodi čisto privatno dobro, jer postoji mogućnost naplate usluge, kao i mogućnost isključenja iz korišćenja. Međutim, empirija pokazuje da je zdravstvo ipak pretežno finansirano od strane države, odnosno da je definisano kao javno dobro usled viših ciljeva koji se žele postići (npr. obezbeđenje minimalne zdravstvene zaštite za sve, smanjenje smrti dece, duži životni vek).

Uloga države u kontekstu zdravstvene zaštite ima izuzetan značaj, pre svega u egalitarizmu, dakle, obezbeđenju zdravstvene zaštite svim građanima uključujući one sa najmanjim prihodima, dakle korigujući raspodelu dohotka i obezbeđujući pristup zdravstvenim uslugama *svim* građanima. Dalje, uloga države se ogleda u korekciji neefikasnosti usled nesavršenih informacija, ograničene konkurencije i negativne selekcije kada zdravstvenu zaštitu obezbeđuje privatni sektor.

Nesavršene informacije, koje predstavljaju nesavršenost tržišta čija je pojavnost prisutna u gotovo svim područjima politika javne potrošnje, u slučaju zdravstvene zaštite ima suptilniju ulogu: preuzimanjem odgovornosti u smislu dozvola za rad zdravstvenih institucija, s obzirom na to da pojedinci nisu u mogućnosti da procene stručnost medicinskog osoblja, a moraju se osloniti na njihovu procenu sopstvenog zdravstvenog stanja. Stoga država ima ulogu korektora nesavršenih informacija u cilju pouzdanijeg sistema zdravstva.

Nesavršena konkurencija je takođe važna nesavršenost tržišta zdravstvene zaštite, usled dualiteta državne/privatne zdravstvene zaštite, direktnog plaćanja/plaćanja od strane trećih lica kroz poreze, delovanje profitnih/neprofitnih organizacija u zdravstvu, što konačno dovodi do ograničene konkurencije. Naime, cena usluga ne reguliše tržišta zdravstvene zaštite kao druga tržišta, jer korisnik usluge nije onaj koji uvek i plaća uslugu, dok niže cene mogu da podrazumevaju nedovoljnu tražnju za uslugama. Naime, smanjenje cena pregleda, može ukazivati da je kvalitet pregleda

lošiji, a kako ga ne plaćaju pojedinci koji su pregledani, jasno je da će birati skuplje preglede.

Negativna selekcija, takođe, nastaje kao posledica asimetričnih informacija, kada osiguravajuće kuće određuju premiju na osnovu prosečnog rizika u populacija, a ne na osnovu rizika vezanog za svakog pojedinca. U tom slučaju, dolazi do negativne selekcije kada procenat stanovništva ispod prosečnog rizika ne kupuje polisu. Dakle, oni bi plaćali polisu zdravstvenog osiguranja više nego što za njih vredi, dok drugi deo populacije iznad prosečnog rizika plaća manje nego što za njih vredi, kreirajući neefikasnost. Dodatno, negativna selekcija nije posledica samo asimetričnih informacija, već i problema moralnog hazarda koji se u tom slučaju pojavljuje.

Navedene nesavršenosti mogu biti okidač za postojanje neefikasnosti u zdravstvenoj zaštiti kada ga obezbeđuje privatni sektor. Stoga država preuzima inicijativu u smislu programa *obaveznog* zdravstvenog osiguranja, koje treba da obezbedi adekvatnu zdravstvenu zaštitu građana, koja podrazumeva veoma kompleksnu organizaciju državnih zdravstvenih ustanova sa ciljem prevencije od bolesti i poboljšanja zdravlja građana, ali i finansijsku sigurnost. Naime, zdravstveno osiguranje se aktivira u slučaju bolesti, kada je pojedinac izložen visokim izdacima, pa zdravstveno osiguranje ima funkciju zaštite od značajnih finansijskih gubitaka. Finansiranje zdravstvenog osiguranja se kao u slučaju penzija odnosi na uplatu doprinosa od strane zaposlenih i na preduzeća, a na osnovu tih doprinosa, sufinansiranja od strane države, participacije od strane pacijenta, obezbeđuju se primanja doktora, medicinskih sestara i drugog osoblja, kao i obezbeđenje zdravstvenih kompleksa (domova zdravlja, apoteka). Slično obavezno penzijskom sistemu osiguranja i obavezno zdravstveno osiguranja u poslednjim dekadama (i onim koje slede) se susreće sa brojnim izazovima u vezi sa održivošću sistema finansiranja u uslovima sporijeg demografskog rasta i starenja stanovništva, a neophodnosti kontinuiranog finansiranja zdravstvene zaštite, kao imperativa u svakom razvijenom društvu.

Sistem zdravstvene zaštite u većini zemalja se ipak sastoji iz obaveznog državnog osiguranja i dobrovoljnog privatnog osiguranja. Dodatno osiguranje iz privatnog sektora je individualno koncipirano, a zavisno je od procene rizika osiguravajuće kuće, dok visina premije zavisi od ranijih uplata.

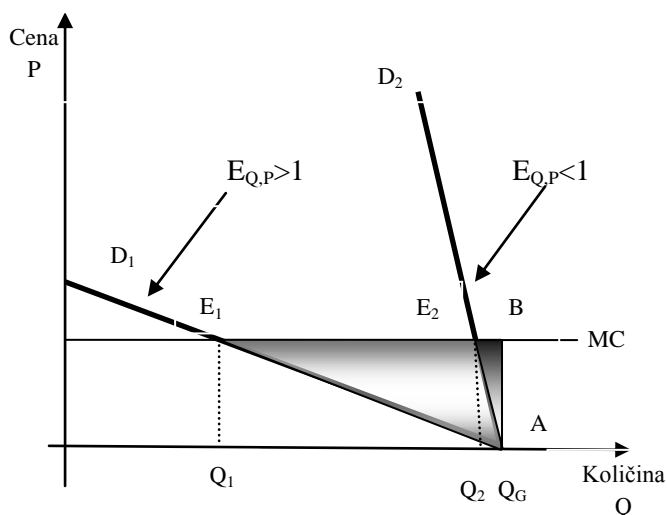
U zdravstvu je od izuzetne važnosti ne voditi se samo pitanjem efikasnosti, već i trade-off-om efikasnost/pravičnost. Navedo proizlazi iz egalitarističkog pristupa da svi građani moraju imati pristup makar osnovnoj zdravstvenoj zaštiti i paternalističkog pristupa prema kom država uzima ulogu koordinatora i određuje pravila ponašanja u smislu obaveznog zdravstvenog osiguranja. Stoga se ravnoteža na relaciji efikasnost/pravičnost u različitim ekonomija definiše pod uticajem preferencija društvu o povećanju pravičnosti zarad smanjenja efikasnosti, kao posledica kulturnih, istorijskih, ali i institucionalnih odrednica.

### **Elastičnost krive tražnje u zdravstvu**

Elastičnost krive tražnje u odnosu na dohodak u zdravstvu je različita u zavisnosti od analiziranog koncepta: mikroekonomskog vs. makroekonomskog, dok elastičnost tražnje u odnosu na cene može uzimati i ekstremne vrednosti u smislu totalne neelastičnosti, kada je vertikalna, i potpune elastičnosti tražnje, kada je horizontalna.

Moralni hazard nastaje u situacijama kada pojedinci plaćaju samo deo troškova zdravstvene usluge (participaciju, koja je često simbolična u odnosu na realnu cenu usluge), što dovodi do drastičnog povećanja tražnje za uslugama u sistemu zdravstva. U tom slučaju je tražnja za zdravstvenim uslugama,  $D_1$  na Grafiku 1.6, ima tendenciju da bude što ravnija, (u ekstremnom slučaju u potpunosti horizontalna), jer promene u ceni gotovo imaju veliki uticaj na promenu tražnje tražnju. Dakle, kada država obezbeđuje zdravstvene usluge, ravnoteža se neće ostvariti u tački  $E_1$  (u kojoj su  $MC=D$ , a kako su granični prihodi funkcija tražnje  $MR=f(D)$ , sledi da je  $MC=MR$ ) kao u slučaju privatnih zdravstvenih usluga, već se zdravstvene usluge troše, bez obzira što su ispod linije graničnih troškova, sve dok postoji tražnja za zdravstvenim uslugama,  $Q_G$ . Navedeni nivo pokazuje maksimalno zadovoljenje tražnje koje je moguće samo kada država obezbeđuje javno dobro, jer je participacija pojedinca u finansiranju zdravstvene usluge mala. Stoga mala smanjenja cena zdravstvenih usluga se očituju u velikoj konzumaciji  $E_{q,p} > 1$ , stoga osenčena površina  $E_1-B-Q_G$  predstavlja gubitak države u usled preteranog korišćenja usluga zdravstva. Sa druge strane, moguće je da postoji i suprotni ekstrem, kada kriva tražnje tendira da postane vertikalna,  $D_2$ . Navedeno nastaje samo onda kada ljudi bezuslovno slede uputstva koja im daje doktor (pretežno u urgentnim situacijama, u

slučaju životne ugroženosti) kada se uputstva doktora poštuju bez obzira na cenu. Dakle, rast ili pad cena, ima vrlo male uticaje na smanjenje ili rast tražnje,  $E_{Q,P} < 1$ . U takvim uslovima su distorzije vezane za prekomernu upotrebu zdravstvenih usluga mnogo manje, i obuhvataju trougao  $E_2$ -B- $Q_G$ .



Izvor: autorski prikaz.

**Grafik 1.6** Elastičnosti tražnje za zdravstvenim uslugama i gubici u slučaju državnog obezbeđenja

Analiza elastičnosti tražnje u odnosu na dohodak u zdravstvu može biti zasnovana na mikroekonomskom i makroekonomskom konceptu. Mikroekonomski koncept ukazuje da je zavisnost izdataka za zdravstvo u odnosu na dohodak per capita, neelastično, s obzirom na to da ne zavisi od visine individualnog dohotka kada zdravstvo obezbeđuje država, dakle, kriva tražnje vertikalnog oblika. Sa druge strane, sa makroekonomskog stanovišta, elastičnost izdataka za zdravstvo u odnosu na dohodak, u velikom meri je zavisno (nekada je elastičnost veća, a nekada manja od 1), upućujući da javna potrošnja za zdravstvo proizlazi iz standarda ekonomije, te je određena raspoloživim dohotkom, koji je kasnije predmet preraspodele kroz pružanje državnih usluga zdravstva. Pri analizi efikasnosti u ovom radu, fokus će biti na makroekonomskom modelu determinacije tražnje za zdravstvom raspoloživim dohotkom per capita.

## Faktori koji opredeljuju tempo rasta izdataka za zdravstvo

Kombinacija državnog zdravstvenog osiguranja i privatnog, takođe vodi određenom vidu neefikasnosti koja se ogleda u preteranom pružanju zdravstvenih usluga u nekim zemljama, što sa sobom povlači veoma visoke rashode za zdravstvo (na primer, u SAD su rashodi za zdravstvenu zaštitu porasli sa 9% BDP u 1960. godini na 16% BDP u 2004. godini). Predimenzionirani izdaci za zdravstvo su posledica i činjenice da se u mnogim zemljama zdravstveno osiguranje odvija preko firmi u kojima su pojedinci zaposleni. Izdaci za zdravstveno osiguranje se smatraju dodatnim indirektnim primanjima pojedinaca, a nisu obuhvaćeni porezima. Efikasnost bi se stoga mogla postizati većim učešćem pojedinaca u finansiranju zdravstvenih usluga, čime bi se umanjila preterana potrošnja i moralni hazard.

Pored identifikovanih faktora koji dovode u pitanju održivost zdravstvenog osiguranja, u smislu starenja stanovništva i smanjenja nataliteta, važno je odrediti i druge faktore koji utiču na tempo rasta izdataka za zdravstvo (Tabela 1.4).

**Tabela 1.4** Faktori koji određuju brzinu rasta izdataka za zdravstvo

Glavni uzročnik	Promene u tehnologiji
Važni uzročnici	Rast zdravstvenog osiguranja, a smanjenje troškova participacije Rast raspoloživog dohotka
Manje važni uzročnici	Produktivnost u zdravstvu (sa docnjom) Starenje populacije Administrativni troškovi
Novi faktori koje je potrebno istražiti	Konsolidacija tražišta zdravstvene zaštite Usmerenost u propagandi ka direktnom kupcu Troškovi i prevencija određenih bolesti

**Izvor:** Zuckerman i McFeeters (2006).

Prema autorima Zeckerman i McFeeters (2006), promene u tehnologiji imaju višestruke efekte na promenu izdataka za zdravstvo: smanjuju jedinične troškove, ali

obuhvat pacijenata postaje mnogo veći, tako da je konačni ishod rast troškova, i povećavaju troškove vezane za standardne preglede (jer sa razvojem tehnologije, mnogo nove tehnike počinju smatrati standardnim pregledom). Generalno faktore dele na one sa presudnim dejstvom na brzinu izdataka, na one koji imaju manje dejstvo i predlažu koje faktore treba istražiti kao potencijalne determinante rasta izdataka za zdravstvo. Identifikovane izazove je neophodno uzimati u obzir u analizi politike zdravstvenog osiguranja.

### **3.4 Obrazovanje**

Obrazovanje ne ispunjava nijedan kriterijum da bi ga država obezbeđivala. U pitanju je rivalno dobro, sa mogućnošću isključenja. Naime, obrazovanje je rivalno dobro jer uključivanje dodatnog korisnika usluga obrazovanja dovodi do dodatnih troškova, a uvođenje dodatnog učenika u obrazovni proces može uticati na ostale korisnike (nastavnici posvećuju manje pažnje svakom učeniku sa porastom njihovog broja, nastaju ograničenja obrazovanih resursa). Dakle, granični troškovi nisu jednaki nuli kao u slučaju nerivalnih dobara, čak su približni prosečnim troškovima. Sa druge strane, mogućnost isključenja korisnika takođe postoji, jer je jednostavno onemogućiti korišćenje obrazovanih usluga. Dodatno, učešće u obrazovnom procesu upućuje na povećanje blagostanja učenika u budućnosti, što se može smatrati isključivo privatnom koristi.

Saobrazno kriterijumima za obezbeđenje dobara od strane države ili privatnog sektora, obrazovanje je privatno dobro koje po pravilu treba da obezbeđuje privatni sektor. Međutim, u većini zemalja, država obezbeđuje bar primarno (osnovno) obrazovanje. Navedeno proizlazi iz činjenice da je tržište obrazovanja nesavršeno i da sistem obrazovanja proizvodi niz pozitivnih eksternih efekata koji su posredno u interesu države, pa se obrazovanje može smatrati privatnim dobrom koje obezbeđuje javni sektor (ponekad se stoga i obezbeđuje obrazovanje i iznad privatne tražnje za obrazovanjem).

Dakle, obrazovanje može da obezbeđuje javni i privatni sektor koji predstavljaju stranu ponude u sistemu obrazovanja, dok se na strani tražnje nalaze

potencijalni učenici i njihovi roditelji, koji odlučuju u ranom uzrastu dece o obrazovanju umesto dece.

### **Nesavršenosti i opravdanje za državne intervencije**

Opravdanje za državno ulaganje u obrazovanje se u literaturi često objašnjava situacijom da socijalne koristi putem eksternalija mogu premašiti lične koristi od obrazovanja (Moretti 2004). Stoga se analizi eksternih efekata pridaje velik značaj. Lucas (1988) je prvi pokazao da eksterni efekti obrazovanja u smislu preliivanja znanja mogu biti toliko značajni da mogu objasniti dugoročne razlike u nacionalnim dohocima između bogatih i siromašnih zemalja. Efikasnost državnih ulaganja se može meriti upravo putem kvantifikovanja društvenih (socijalnih) koristi od obrazovanja. Dee (2003) pokazuje da postoje pozitivni eksterni efekti obrazovanja i socijalne koristi koje se očituju u razvoju demokratičnosti, slobode govora i uključenju u glasačke aktivnosti građana. Socijalne koristi se definišu kao zbir individualnih koristi plus koristi od pozitivnih eksternih efekata. Dodatne koristi, pored individualnih, nastaju iz razloga što rast obrazovanja postaje generator privrednog rasta (Barro 2013), kao i usled generalno većeg broja obrazovanih, što dovodi do rasta nivoa zarada uopšte, onih koji su obrazovani i onih koji to nisu. Navedeno nastaje iz razloga što su obrazovani i neobrazovani nesavršeni supstituti, pa rast broja obrazovanih, smanjuje ponudu neobrazovanih, koja posledično dovodi do rasta zarada i neobrazovanih.

Opravdanje za državno uključivanje u sistem obrazovanja se nalazi u pozitivnim eksternim efektima, redistributivnim motivima i nesavršenostima tržišta obrazovanja. Najznačajniji eksterni efekti sistema obrazovanja se ispoljava putem informisanosti, socijalizacije učenika, razvoja sistema demokratije i selekcije. Deca kroz sistem obrazovanja uče da budu pouzdana, pripremaju se za buduće zaposlenje, predstojeće izazove na radnom mestu i timski rad. Empirijska istraživanja su pokazala da postoji visoka pozitivna korelacija između nivoa obrazovanja i demokratičnosti po zemljama, jer društvo generalno postaje bolje informisano i involvirano u glasačke aktivnosti. Obrazovanje predstavlja filter za određivanje različitih sposobnosti pojedinaca, pa se kroz obrazovni sistem identifikuju i selektuju najproduktivniji pojedinci, koju po pravilu najduže pohađaju škole, odnosno stižu najviše nivoe obrazovanja.



Takođe, obezbeđenje obrazovanja od strane države usled redistributivnih ciljeva ispunjava uslov pravičnosti, odnosno robnog egalitarizma, u smislu da bi obrazovanje moralo da bude dostupno svim građanima, dok bi u slučaju privatnog obezbeđenja obrazovanja, osnovna odrednica za sticanje obrazovanja bio nivo dohotka. Problem pravičnosti u slučaju obrazovanja se ispoljava usled činjenice da odluke o obrazovanju dece donose roditelji, a ne sami korisnici usluga obrazovanja, tj. deca. Mogućnost zaduživanja roditelja radi obrazovanja deteta na račun buduće zarade deteta izostaje, odnosno sredstva za finansiranje obrazovanje su nedostupna čak i kada je buduća korist jednaka ceni kapitala, jer je u tom slučaju jedina garancija otplate kredita dete koje treba da se obrazuje. Stoga roditelji sa niskim primanjima, ukoliko ne bi postojalo državno obrazovanje, ne bi bili u prilici da obezbede sredstva za školovanje deteta. Takođe, moguće je da pojedini roditelji ne žele da smanje trenutnu potrošnju zarad obezbeđenja obrazovanja detetu, ili preferiraju da dete počne da radi u odnosu na to da vreme provodi obrazujući se. Ispostavlja se da obrazovanje deteta ne sme biti prepušteno altruizmu roditelja ili finansijskim sposobnostima roditelja, te država preuzima na sebe bar primarno obrazovanje deteta.

Obezbeđenje visokog obrazovanja od strane države, posredno dovodi do rasta nejednakosti pod pretpostavkom da su pojedinci subvencionisani da se školuju, u smislu besplatnih školarina. Besplatna školarina obezbeđuje da se veći deo stanovništva obrazuje, što u perspektivi obezbeđuje više prihode obrazovanim pojedincima, a i porast prihoda nekvalifikovane radne snage, s obzirom da se u tom slučaju smanjuje broj neobrazovanih. Izostanak besplatnih školarina bi uslovalo da samo pojedinci iz porodica sa visokim dohotkom imaju visoko obrazovanje, s obzirom da im ono u budućnosti može doneti još više dohotke, što bi dodatno produbilo nejednakost. Naime, ispostavlja se da viši nivo obrazovanja roditelja i porodično poreklo, koji podrazumeva viši nivo dohotka, uslovljava viši nivo obrazovanja i dohotka dece. Sa druge strane, da pojedinci sa niskim dohocima nisu subvencionisani, ne bi učestvovali u obrazovnom procesu, što bi se očitovalo u porastu jednakosti među pojedincima sa nižim primanjima, dakle, došlo bi do rasta jednakosti, ali u siromaštvu. Navedena prepreka se prepisuje nesavršenostima tržišta obrazovanja, što ukazuje na još jedno opravdanje za državne intervencije u sistemu obrazovanja. Dakle, intervencije države u sistemu obrazovanja u smislu postojanja besplatnih državnih škola može se tumačiti i kao regulisanje

nesavršenosti na tržištu obrazovanja usled nemogućnosti uzimanja kredita za finansiranje obrazovanja. Nesavršenost tržišta se odnosi i na ekonomiju obima u procesu obrazovanja. Naime, u sredinama u kojima je potencijalni broj učenika mali, marginalni trošak dodatnog učenika je manji od prosečnih troškova po učeniku, što ukazuje na specifičnost sistema obrazovanja. Ispostavlja se da tržište obrazovanja podrazumeva visoke fiksne troškove, što može predstavljati problem u uslovima kada je broj potencijalnih korisnika usluga obrazovanja limitiran.

Smatra se da osnovno i srednje obrazovanje treba biti obezbeđeno od strane države jer se pokazalo da su deca koja su bila primorana da se duže školuju kasnije pokazivala bolje rezultate na radnom mestu i imala su više zarade. U slučaju da su sami mogli da biraju da li će se obrazovati, postavlja se pitanje koliko njih bi se odlučilo za obrazovanje, a koliko da odmah stupe u radne odnose. Situacija je različita kada je reč o visokom obrazovanju, jer se studenti smatraju dovoljno odraslim da sami odluče da li žele da nastave da se školuju, a uloga države se ogleda u obezbeđenju mogućnosti studiranja u slučaju da studenti žele da se školuju dalje.

Konačno, sa ekonomskog aspekta, ulaganje države u obrazovni proces podrazumeva ulaganje u humani kapital i obezbeđuje rast produktivnosti, pa se obrazovanje smatra snažnim generatorom rasta nacionalnih ekonomija. Ukoliko viši nivo obrazovanja znači podroktivnijeg radnika, a isto pravilo se prenese na sve visoko obrazovane radnike, tada čitavo društvo može imati koristi u smislu višeg društvenog standarda usled rasta produktivnosti. Postoje dva kanala putem kojih viši nivo produktivnosti utiče na rast koristi čitavog društva. Prvi je uticaj na kolege visoko obrazovanog, produktivnog radnika – koristi od njegove umešnosti će imati i kolege u okviru istog preduzeća. Drugi uticaj se ogleda u većim izdacima za porez obrazovanijeg (produktivnijeg) radnika, te situacijom da država raspolaže sa većim javnim prihodima. Međutim, ukoliko zarade radnika prate nivo obrazovanja (zarade su jednake marginalnom proizvodu), onda se ne može smatrati da više obrazovanje uzrokuje pozitivne eksterne efekte, u vidu rasta produktivnosti, već da su više zarade odraz višeg nivoa obrazovanja i produktivnosti. Dakle, u tom slučaju, državno subvencionisanje sistema obrazovanja nije opravdano jer ne obezbeđuje pozitivne eksterne efekte. Konačno, pitanje uticaja obrazovanja na rast produktivnosti i privredni rast je u literaturi često analizirano, međutim rezultati su limitirani, s obzirom na to da se pri istraživanju

nailazi na prepreke u vezi razgraničenja u kojoj meri je rast produktivnosti uslovljen isključivo faktorom obrazovanja.

Dodatno, sistem obrazovanja je specifičan ne samo po tome što je reč o privatnom dobru koje obezbeđuje i proizvodi javni sektor, već je i njegova upotreba obavezna i donosi privatne koristi. Obaveznost obrazovanja je opravdana potrebom za informisanošću, socijalizacijom građana i demokratksim opredeljenjem, dok proizvodnja obrazovanja od strane javnog sektora, obezbeđuje efikasnost obrazovnog sistema. Naime, ukoliko bi država subvencionisala obrazovanje, a ono se sprovodilo u privatnim školama, rezultati obrazovnog sistema ne bi bili u skladu sa ciljevima obrazovnog sistema. Oni bi možda obezbedili veću produktivnost budućih radika, ali ne bi razvili demokratičnost ili osećaj pripadnosti naciji. Takođe, važnost sistema državnog obrazovanja se očituje i kroz uticaj na pojedince da se ne okrenu kriminalu, već da kroz sistem obrazovanju steknu svest o bezbednosti, zdravlju, državi.

Navedeni razlozi koji se u literaturi često navode kako bi se opravdale inrevencije države na tržištu obrazovanja su uglavnom samo opisni. Rezultati koji bi kvantifikovali pozitivne eksterne efekte i opravdali državne intervencije izostaju, pa i značaj eksternih efekata ostaje u domenu deskripcije. Ipak, iako su empirijski rezultati eksternih efekata limitirani, analiza se preusmerava na efikasnost intervencija u obrazovanju od strane države i na istiskivanje privatnog obrazovanja, koji su često predmet empirijskih istraživanja. Međutim, stepen uključenosti državnog obrazovanju u ukupnom obrazovanju se razlikuje po državama, pa je od interesa pokazati stepen i formu uključenosti država u obrazovanju.

## **Ciljevi**

Obezbeđenje sistema obrazovanja od strane javnog sektora, odnosno države, podrazumeva niz ciljeva. Od ostvarenja pozitivnih eksternih efekata obrazovanja, u kontekstu bolje informisanosti i socijalizacije građana, razvoja demokratičnosti u društvu, razvoja svesti o zdravlju i izbegavanju kriminala, do direktnih ciljeva u smislu opismenjavanja, višeg nivoa znanja, veština i posledično poboljšanja kvaliteta života u smislu viših zarada. Značaj obrazovanja se ogleda u obezbeđenju individualnih, socijalnih (društvenih) i ekonomskih koristi, a smatra se investicijom u ljudske resurse.

Za pojedince, obrazovanje predstavlja put ka razvoju sopstvenih potencijala, te individualni razvoj koji će obezbediti napredak u karijeri. Sa socijalnog stanovišta, obrazovanje obezbeđuje pripremanje generacija za zaposlenje, utiče na smanjenje nejednakosti u društvu i pružanje jednakih mogućnosti i siromašnima. Sa ekonomskog stanovišta, kvalitetno obrazovanje i bolje kvalifikacije radne snage predstavljaju osnovu za rast produktivnosti. Ciljevi sistema obrazovanja koji donose koristi na ličnom i društvenom nivou, ostvaruju se na osnovu ličnih i društvenih troškova. Direktni lični troškovi su troškovi obezbeđenja udžbenika, školarine, kao i izostanak zarade koja bi postojala u slučaju da se pojedinac ne obrazuje, već da je zaposlen. Društveni troškovi se odnose na obezbeđenje sistema školovanja uopšte i na troškove usled toga što pojedinci nisu uključeni u poslove koji direktno utiču na rast ekonomije, već su, oportunitetno, usmereni ka prikupljanju višeg nivoa obrazovanja.

### **Državne intervencije u obrazovanje i istiskivanje privatnog obrazovanja**

Državno ulaganje u sistem obrazovanja i obezbeđenje besplatnog obrazovanja, ne znači nužno i porast upotrebe usluga obrazovanja. Naime, kako se deo dohotka odvaja za obrazovanje, a deo za sva ostala dobra u slučaju da nema državnih škola, uvođenje državnih škola može usloviti da se koristi isti nivo državnog obrazovanja i nešto više drugih dobara, ili se sav dohodak može koristiti za obezbeđenje drugih dobara. Konačno, ovakva situacija dovodi do istiskivanja privatnog obrazovanja od strane državnog obrazovanja. Usled pravila da obezbeđenje besplatnog obrazovanja ne podrazumeva rast korišćenja obrazovnih usluga, primarno državno obrazovanje je obavezno.

Istiskivanje privatnog obrazovanja od strane besplatnog državnog obrazovanja, objašnjeno je detaljno u modelu Peltzmana (1973). Naime, pružanje fiksnog obrazovanja od strane države može navesti pojedince da se opredele za niži nivo (često i kvalitet) obrazovanja koji pruža država u odnosu na obrazovanje koje obezbeđuje privatni sektor. Ukoliko polazimo od pretpostavke da veći izdaci za obrazovanje nužno znače bolje obrazovanje, i da pojedinci moraju da se odluče između privatnog i državnog obrazovanja, a da pri tome nemaju mogućnost da prvo koriste državno obrazovanje, a zatim ga nadgrade privatnim, neki roditelji iako prvobitno žele viši nivo

obrazovanja za svoje dete, odlučuju se za niži nivo i državno obrazovanje, kako bi iskoristili prednosti besplatnog državnog obrazovanja. Ispostavlja se da ukupna potražnja za obrazovanjem može opasti, usled primamljivijeg državnog obrazovanja.

Peltzman predlaže rešenje navedenog problema uvođenjem vaučera, koji bi podrazumevali davanje kredita roditeljima u svrhu obrazovanja njihove dece uz mogućnost ravnopravne upotrebe i u državnim i privatnim školama, kako bi se obezbedio slobodan izbor na tržištu obrazovanja. Suprotno, u slučaju da dva načina finansiranja sistema obrazovanja nisu supstitutivna, već da mogu biti komplementarna, obrazovanje u državnim školama bi moglo biti dopunjeno privatnim obrazovanjem, što bi ukupno dovelo do rasta tražnje za obrazovanjem u oba sektora.

### **3.5 Ostali oblici javne potrošnje**

Važan oblik javne potrošnje koji do sada nije razmatran, a u pitanju je čisto javno dobro, tiče se javnih izdataka za odbranu. Obrana je čisto javno dobro iz razloga što ne postoji rivalnost, niti postoji mogućnost isključenja iz potrošnje. Dakle, odbrana je nerivalno dobro jer su granični troškovi u vezi sa korišćenjem ovog dobra od još jednog pojedinca jednaki nuli, pa odbrana zemlje sa 5 miliona stanovnika i 5 miliona i jednim stanovnikom, ne pravi razliku. Na osnovu navedenog, jasno je da bi čisto javno dobro, kao što je odbrana, trebalo i da bude obezbeđeno od strane javnog sektora.

Pored odbrane, izdaci za javne servise, za izgradnju puteva, mostova, svetionika, često su predmet javnih izdataka jer su po svojoj prirodi javna dobra. Dodatno, važni su izdaci za razvoj tehnologije, izdaci za istraživanje i razvoj (R&D), zaštitu životne sredine, izdaci za kulturu i rekreaciju.

Konačno, retrospective radi, prikazani su nesavršenosti tržišta na poljima analiziranih politika koje predstavljaju argument za državnu intervenciju (Tabela 1.5).

**Tabela 1.5** Retrospektiva: nesavršenosti tržišta vs. politike javne potrošnje

<b>Neefikasnost usled nesavršenosti tržišta</b>	<b>Državna intervencija na polju različitih politika javne potrošnje</b>
Javna dobra	Obrana
Eksterni efekti	Obrazovanje Zdravstveno osiguranje Zaštita životne sredina
Nesavršena konkurencija	Socijalno osiguranje Zdravstveno osiguranje
Nepotpuna tržišta	Socijalno osiguranje Zdravstveno osiguranje Obrazovanje
Nesavršenost informacija	Socijalno osiguranje Zdravstveno osiguranje Socijalna zaštita
Problem redistribucije	Socijalna zaštita Obrazovanje
Makroekonomska neravnoteža	Socijalna zaštita Obrazovanje

**Izvor:** autorski prikaz.

## 4. Finansiranje javne potrošnje

Identifikovane nesavršenosti tržišnog mehanizma koje generišu neefikasnosti kada javna/privatna dobra obezbeđuje privatni sektor su opravdanje za državne intervencije. Međutim, državna inicijativa može generisati nove neefikasnosti, s obzirom na činjenicu na veličinu državnog aparatorijuma koja se postiže u nekim zemljama čini gotovo polovinu godišnjeg bruto domaćeg proizvoda. Dakle, ne samo što državna potrošnja podrazumeva značajan deo BDP, nego je potrebno i obezbediti (oporezovati) isti udeo BDP. Ciljevi javne potrošnje su jasni, ali njihovo obezbeđenje, u smislu finansiranja, postaje predmet od interesa. Dalje, nakon definisanja potencijalnih izvora za finansiranje javne potrošnje, važno je definisati stabilizaciono ograničenje u kontekstu državnog budžeta kao i fiskalnu održivost.

### 4.1 Izvori za finansiranje javne potrošnje

Finansiranje javne potrošnje se prvenstveno obezbeđuje javnim prihodima, javnim dugom i monetarnim finansiranje (dobiti od senjoraže ili emisiona dobit). Javni prihodi se obezbeđuju oporezivanjem ili doprinosima koji su vezani za socijalno i zdravstveno osiguranje. Idealni scenario bi podrazumevao pokrivanje javne potrošnje javnim prihodima, međutim, u realnosti često postoji pozitivna razlika između javnih rashoda i javnih prihoda, koja se ogleda u primarnom deficit budžeta. Primarni deficit je dalje moguće finansirati javnim dugom ili putem dobiti od senjoraže. U slučaju finansiranja javne potrošnje putem javnog duga, u kratkom roku dovodi do veće potrošnje i outputa jer se količina javnih prihoda uvećava za iznos vrednosti zaduživanja.

Potrebna veličina zaduživanja zavisi od razmatranog modela, koji može biti:

1. Model koji ne uzima u obzir privredni rast i inflaciju
2. Model koji uzima u obzir privredni rast, ali ne i inflaciju
3. Modela koji uzima u obzir privredni rast i inflaciju.

Uslovi koji ukazuju koja je veličina dodatnog duga potrebna da bi se isfinansirala tekuća javna potrošnja, dati su u sledećoj tabeli, pri čemu je sa  $\Delta D$  označen prirast javnog duga potreban za finansiranje javne potrošnje u apsolutnom iznosu, sa  $G$

je označena veličina javne potrošnje u apsolutnom iznosu, sa  $T$  javni prihodi u apsolutnom iznosu, sa  $r$  realna kamatna stopa, sa  $D$  veličina tekućeg javnog duga u apsolutnim iznosima, a sa  $M$  količina emitovanog primarnog novca. Relativne veličine istih varijabli su predstavljene malim slovima, prema kom je  $d$  udeo javnog duga u BDP,  $t$  udeo javnih prihoda u BDP,  $g$  udeo javne potrošnje u BDP,  $m$  količina primarnog novca u BDP korigovana za rastom cena,  $y$  realna stopa privrednog rasta.

**Tabela 1.6** Veličina javnog duga i uslovi za stabilizaciju

Modeli	Ravnoteže i uslovi za stabilizaciju javnog duga
Model koji ne uzima u obzir privredni rast i inflaciju	$\Delta D = (G - T) + rD \implies \Delta D = 0, T - G = rD$
Model koji uzima u obzir privredni rast, ali ne i inflaciju	$\Delta d = (g - t) + (r - y)d \implies \Delta d = 0, t - g = (r - y)d$
Modela koji uzima u obzir privredni rast i inflaciju	$\Delta d + \Delta m = g - t + (r - y)d \implies \Delta d = 0, t - g = (r - y)d - m\Delta$

**Izvor:** autorski prikaz.

Javni dug ima eksplozivna svojstva. Čak i u uslovima kada je budžet u ravnoteži ( $G-T = 0$ ), dug nastavlja da raste, pa se države moraju još zadužiti kako bi isplatile kamatu na postojeći dug. Dakle, zaduživanje je samo način da se odloži plaćanje, odnosno, da se porezi plate kasnije. U slučaju postojećeg duga, da bi se nivo duga zadržao ili smanjivao, Vlade moraju neprestano da ostvaruju budžetski višak, iz kog će moći da finansiraju dospela zaduženja. Međutim, ovakav kriterijum stabilizacije duga je validan samo kada se analizirane varijable posmatraju u apsolutnim iznosima. Na osnovu prvog modela, u kojima su svi pokazatelji predstavljeni u apsolutnim iznosima, prirast javnog duga je određen razlikom između javne potrošnje i javnih prihoda i visinom realnih kamatnih stopa koje se uplaćuju po osnovu ranijih zaduženja. Dakle, prirast javnog duga u uslovima apstrahovanja stope privrednog rasta i emisione dobiti bi bio nula samo u slučaju jednakosti u primarnom suficitu (pozitivna razlika između javnih prihoda i javne potrošnje) sa otplatama tekućeg javnog duga.



Navedeni kriterijum je preterano strog jer zanemaruje promene koje nastaju usled rasta BDP. Kada se uzme u obzir stopa privrednog rasta, ispostavlja se da proces zaduživanja nastavlja da bude eksplozivan samo dok je realna kamatna stopa veća od stope privrednog rasta, jer veći dug znači veći deficit i veće novo zaduženje. Dakle, stabilizacija duga u modelu koji uzima u obzir privredni rast, ali ne i inflaciju, podrazumeva da razlika udela javnih prihoda u BDP i javnih rashoda u BDP, mora biti jednaka razlici između realnih kamatnih stopa i privrednog rasta. Dakle, neophodno je formirati primarni suficit kao udeo u BDP u iznosu razlike između viših realnih kamatnih stopa i stopa rasta privrede. Suprotno, u slučaju postojanja budžetskog deficita, moguća je stabilizacija javnog duga u uslovima kada je stopa privrednog rasta veća od kamatne stope, što je istovremeno uslov fiskalne održivosti.

Konačno, u najkompleksnijem modelu, u kom se pored privrednog rasta uzima u obzir i monetarni rast, tačnije finansiranje javne potrošnje prihodima od senjoraže, razlika udela javnih prihoda u BDP i javnih rashoda u BDP, mora biti jednaka razlici između realnih kamatnih stopa i privrednog rasta, minus monetarni prirast.

Važno pitanje koje se odnosi na finansiranje putem javnog duga se odnosi na saznanje da li je javni dug unutrašnji ili spoljašnji. U slučaju unutrašnjeg javnog duga, kada se pozajmice odvijaju u okvirima zemlje, fiskalni deficit i visina javnog duga nisu od vitalnog značaja za ekonomiju, jer jedna grupa građana države duguje drugoj, dakle, potrošnja je samo preraspoređenja (Lernerov stav). U slučaju spoljnog javnog duga, servisiranje duga je od presudnog uticaja na ekonomiju i utiče na blagostanje budućih generacija (negativno u smislu neophodnosti duga prethodne generacije i pozitivno u smislu (eksternih) efekata koji povećavaju blagostanja. Dodatno, postavlja se pitanje u kojoj valuti se zemlja zadužuje. U literature se pojavljuje problem “prvog greha” (original sin) vezan za nemogućnost zemalja da pozajumljuju u zemlji ili inostranstvu u sopstvenoj valuti (o iskustvima po pitanju “original sin” je diskutovano u radu Bordo i James 2013). Pitanje stepena u kom je moguće zadužiti se u domaćoj valuti od izuzetne je važnosti, jer u slučaju zaduživanja u domaćoj valuti, na nju se može uticati, a tako i realnu veličinu duga.

Ispostavlja se da odnos kamatne stope i stope rasta BDP jeste najvažniji kriterijum za stabilizaciju javnog duga, međutim, u uslovima sporog rasta ekonomija, se koriste se drugi načini: (1) stvaranje primarnog viška putem rasta poreza ili smanjenja

javne potrošnje, (2) monetizacija, (3) moratorijum. Usled političkih problema pri sprovođenju prvog načina za stabilizaciju duga, države često pribegavaju drugom načinu, koji posledično vodi inflaciji (smanjujući vrednost novca i vrednost javnog duga ukoliko je dug nominiran u domaćoj valuti). Moratorijum je najradikalniji način kojim država objavljuje da ne može podmiriti ceo ili deo javnog duga, što vodi padu kredibiliteta zemlje. Previsoka kamatna stopa može ukazivati da zemlja ne treba više da se zadužuje, upućujući da poverioci ne očekuju da će im se potraživanja vratiti u celini (moratorijum) ili da sugerišu da država ne bi trebala da se više zadužuje. S tim u vezi, najispravniji način za uspostavljanje fiskalne održivosti je prva opcija, rast poreza ili smanjenje javne potrošnje. Kako rast poreza u uslovima smanjene ekonomske aktivnosti (pogotovo u periodu krize) može uticati na još veće smanjenje ekonomskih aktivnosti, redukcija udela javne potrošnje u BDP se ispostavlja da je jedini način za stabilizaciju javnog duga i uspostavljanje fiskalne ravnoteže. Međutim, u uslovima kada je zaduženost visoka, a dodatno cena zaduživanja u smislu kamatne stope takođe visoka, smanjenje javne potrošnje samo putem redukcije zarada zaposlenima u javnom sektoru ili odustajanje od nekih investicija, ne obezbeđuje rešenje problema. Stabilizaciono ograničenje može se odnositi na sistemske promene na polju javne potrošnje, pogotovo kod politika koje čine najveći deo javne potrošnje.

#### **4.2 Dualitet javne potrošnje i investicija**

Dualitet javne potrošnje i investicija se ogleda u činjenici da u slučaju smanjenih investicija, država preuzima na sebe ulogu da čini ono što pojedinci i firme ne rade, da troši, dakle, javne potrošnje *kompensuje* investicije, odnosno javna potrošnja može da *istisne* privatnu potrošnju i investicije privatnog sektora (eng. *crowding-out*). Prema alternativnom viđenju, javna potrošnja je *komplementarna* sa investicijama privatnog sektora.

Veza između javne potrošnje i investicija, ogleda se u mogućnosti da država svojim aktivnostima istisne investicije. Naime, ukoliko država intenzivira javnu potrošnju, doći će do rasta fiskalnog deficita i do potrebe za pokrićem deficita, za šta

postoje dve mogućnosti: novo zaduženje ili rast poreza. Rast tražnje za zaduživanjem, dovodi do rasta kamatnih stopa, koje zatim istiskuju investicije privatnog sektora. Manje investicije privatnog sektora relativizuju ulogu javne potrošnje pri stimulisanoj agregatnoj tražnji: moguće je da pri potpunom istiskivanju privatnih investicija javnom potrošnjom, agregatna tražnja ostane na istom mestu, ili da dođe do njene desne promene i kretanja autputa ka potencijalnom (smanjenje recesionog gema), kada je posredi parcijalno istiskivanje. Sa druge strane, ukoliko se finansiranje deficita vrši rastom poreskih stopa, i dalje postoji mogućnost istiskivanja. Kao što je ranije objašnjeno, veći porezi istiskuju štednju, a bez štednje nema investicija, jer manja štednja utiče na rast kamatnih stopa, a visoke kamatne stope smanjuju investicije. Dakle, pitanje je samo intenziteta rasta agregatne tražnje usled rasta javne potrošnje i smanjenja usled pada investicija, da bi se dobila kompletna slika o istiskivanju.

Komplementarnost javne potrošnje i investicija se opravdava činjenicom, da kao posledica politika javne potrošnje, na primer obrazovanja, privatni sektor postaje atraktivniji za investiranje sa radnom snagom određenih sposobnosti. Prema ovom viđenju, javna potrošnja doprinosi privatnim investicijama, neugrožavajući ih.

### 4.3 Stabilizaciono ograničenje

Stabilizaciono ograničenje u javnom sektoru se određuje uspostavljanjem intertemporalnog budžetskog ograničenja, prema kom nivo javnog duga mora biti jednak sadašnjoj vrednosti budućih suficita:

$$d_t = - \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} p_{t+i}, \quad (1.4)$$

gde je sa  $d$  označen udeo javnog duga u BDP, sa  $r$  realna kamatna stopa, sa  $p$  udeo primarnog deficit u BDP, dok je sa  $t$  označeno vreme, a sa  $i$  kamatna stopa. Uspostavljanje intertemporalnog budžetskog ograničenja podrazumeva niz implikacija pri vođenju fiskalne politike. Najznačajnija implikacija se odnosi na činjenicu da intertemporalno budžetsko ograničenje ne ograničava velike primarne deficite, niti prekomerni javni dug, sve dok sadašnja vrednost budućih suficita ispunjava intertemporalno budžetsko ograničenje.

Definisanje dodatnih matematičkih uslova za uspostavljanje fiskalne održivosti počinje radovima Domara (1944) koji objašnjava da se problem sve većeg rasta javnog duga može kontrolisati određenim konstantnim udeom deficita u BDP, odnosno, da održavanje konstantnog udela deficita u BDP obezbeđuje konvergenciju udela javnog duga u BDP i prihoda od poreza u BDP ka određenim konačnim vrednostima. Domar je prvi objasnio vezu između javnog duga i deficita, i predlagao kontrolu javnog duga putem kontrole deficita, a ne putem promena u politici javne potrošnje ili oporezivanja. Ukoliko je sa  $def$  označen udeo deficita u BDP, sa  $d_0$  inicijalna vrednost udela javnog duga u BDP, sa  $y$  stopa rasta BDP, sa  $\tau$  udeo poreza u BDP koji mora biti odvojen za plaćanje kamata na javni dug, sa  $i$  kamatna stopa, uslov stabilnosti u smislu konvergencije udela javnog duga u BDP ka konačnoj vrednosti se izvodi na osnovu izraza za izračunavanje udela javnog duga u BDP (Balassone i Franco 2000):

$$d_t = [1/(1+y)] d_{t-1} + def \quad (1.5)$$

$$d_t = d_0 (1+y)^{-t} + def \sum_{i=1}^t (1+y)^{-(t-i)} \quad (1.6)$$

Fiskalna održivost je uslovljena konvergencijom javnog duga (1.7) i udela poreza u BDP (1.8), što je određeno efektima kamatne stope i stope rasta BDP:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} d_t = d (1+y)/y \quad (1.7)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \tau_t = \lim_{t \rightarrow \infty} i[d_{t-1}/(1+y)] = d (i/y). \quad (1.8)$$

Fiskalna održivost definisana na osnovu koncepta Domara postaje nedovoljno obuhvatna, te Blanchard et al. (1990) uvodi dodatna ograničenja pri kojima udeo javnog duga u BDP konvergira ka inicijalnoj vrednosti (1.10) kada sadašnja diskontovana vrednost udela deficita u BDP biva jednaka negativnoj tekućoj vrednosti javnog duga (1.11). Ukoliko se preformuliše izraz (1.5), tako da se deficit podeli na primarni deficit ( $p_t$ ) i plaćanja po osnovu kamata, udeo javnog duga u BDP je jednak:

$$d_t = [(1+i)/(1+y)] d_{t-1} + p_t, \quad (1.9)$$

a uslovi održivosti glase:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} [(1+i)/(1+y)]^T d_T = 0 \quad (1.10)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T \{p_t [(1+i)/(1+y)]^{(t)}\} = -d_0. \quad (1.11)$$

Preciznije, fiskalna politika je održiva kada ekonomije sa visokim javnim dugom počnu da ostvaruju suficit budžeta, odnosno, kada su suficiti budžeta dovoljno veliki da zadovolje jednačinu (1.11).

#### 4.4 Održivost

Pitanje fiskalne održivosti, iako je formalno jasno, u smislu izbegavanja bankrota države, u analitičkom i empirijskom smislu nailazi na mnoštvo prepreka. Od terminoloških da se značenje fiskalne održivosti izjednačava sa održivošću javnih finansija, budžeta države, ili fiskalne politike, do niza razlika u teorijskim okvirima za definisanje, od fokusa na *ex-ante* analizi ili *ex-post* analizi, do glavnih varijabli koje se koriste i načina njihovog merenja. Opređenje u ovom radu je da se koristi termin fiskalna održivost, a da je reč o *ex-post* analizi.

Doprinosi teorijskom modelu putem empirijske provere važenja intertemporalnog budžetskog ograničenja i fiskalne održivosti se mogu podeliti u dva pravca: prvi, koji u fokusu ima testiranje stacionarnosti fiskalnog deficita i/ili javnog duga, i drugi, koji se bazira na kointegracionoj analizi između javne potrošnje i javnih prihoda.

Ideja prvog pravca, odnosno pionirskog rada na temu stacionarnosti, autora Hamilton i Flavin (1986) je da zemlje ostvaruju intertemporalno budžetsko ograničenje ukoliko je fiskalni deficit stacionaran proces, testirajući stacionarnost primarnog deficita i javnog duga. Postavljeno pitanje je, da li je racionalno očekivanje kreditora Vlada da će budžet biti u ravnoteži sa stanovišta intertemporalnog budžetskog ograničenja, odnosno da li je zadovoljeno ograničenje o sadašnjoj vrednosti buduće pozajmice. Koristeći Dickey-Fuller test jediničnog korena i Flood-Garber test, autori potvrđuju stacionarnost primarnog deficita (suficita) i javnog duga u SAD u periodu 1962-1984. Međutim, u kontekstu analize stacionarnosti, Wilcox (1989) je pokazao da sadašnja vrednost budućeg duga ne konvergira ka nuli, što dovodi do zaključka o neodrživoj fiskalnoj politici SAD. U istom radu je pokazano da rezultati testova jediničnih korena autora

Hamilton i Flavin (1986) nisu robusni, odnosno da u slučaju kada se izostavi prva godina (1962) iz uzorka, dobijaju se suprotni rezultati. Dakle, samo testiranje stacionarnosti javnog duga i primarnog deficita (suficita), nije dovoljno da bi se doneli zaključci o održivosti.

Drugi pravac je određen kointegracionom analizom, gde su nedvosmisleni doprinos dali Hakkio i Rush (1991). U nominalnim iznosima, teorijski model fiskalne održivosti počinje sledećim izrazom za budžetsko ograničenje u periodu  $t$ :

$$G_t + (1 + i_t)D_{t-1} = T_t + D_t, \quad (1.12)$$

gde je,  $G_t$ , javna potrošnja u apsolutnom izrazu, ne uzimajući u obzir izdatke po osnovu kamate za servisiranje javnog duga,  $i_t$  nominalna kamatna stopa na javni dug,  $D_t$ , apsolutni iznos javnog duga i,  $T_t$ , javni prihodi uključujući prihod od senjoraže. Navedeni izraz je moguće predstaviti u nominalnom izrazu, u realnom izrazu, kao odnos razmatranih varijabli prema BDP-u ili prema populaciji. Opredeljenje u ovom radu je da se u obzir uzme veličinu ekonomije, pa je neophodno navedenu jednačinu predstaviti u izrazu:

$$\frac{G_t}{Y_t} + \frac{(1+i_t)D_{t-1}}{(1+y_t)Y_{t-1}} = \frac{T_t}{Y_t} + \frac{D_t}{Y_t} \quad (1.13)$$

gde je,  $Y$ , nominalni GDP, a  $y_t$  predstavlja stopu rasta GDP-a. Koristeći mala slova da bi izrazili relativne veličine, izraz je moguće napisati na sledeći način:

$$g_t + (1 + r_t)d_{t-1} = t_t + d_t, \quad (1.14)$$

gde je  $r_t$  realna kamatna stopa, prilagođena za stopu privrednog rasta. Preciznije,  $r_t = \frac{(i_t - y_t)}{(1 + y_t)}$ . Ukoliko pretpostavimo da je realna kamatna stopa stacionarna sa srednjom vrednošću  $r$ , i dodamo  $rb_{t-1}$  na obe strane jednačine, dobijamo:

$$g_t + (r_t - r)d_{t-1} + (1 + r)d_{t-1} = t_t + d_t. \quad (1.15)$$

Ukoliko prva dva sabirka izraza (1.15) označimo sa  $e_t$ , odnosno:

$$e_t = g_t + (r_t - r)d_{t-1}, \quad (1.16)$$

dobija se:

$$e_t + (1 + r)d_{t-1} = t_t + d, \quad (1.17)$$

što možemo predstaviti i kao:

$$d_{t-1} = \frac{d_t}{(1+r)} + \frac{d_t}{(1+r)} - \frac{e_t}{(1+r)}. \quad (1.18)$$

Ukoliko pretpostavimo da je budžetsko ograničenje održivo u svakom periodu  $t$ , možemo izvršiti supstituciju unapred, što dovodi do sledećeg izraza:

$$d_{t-1} = \sum_{j=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} (t_{j-1} - e_{j-1}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} d_{j-1}. \quad (1.19)$$

Prema Hakkio i Rush (1991), limes u izrazu (1.19) mora biti jednak nuli (sadašnja vrednost javnog duga iz budućeg perioda konvergira ka nuli), što je uslov koji obezbeđuje da udeo javnog duga u GDP u proseku neće rasti brže od prosečne realne kamatne stope. Dakle, isplata prethodnog duga ne može biti finansirana u neograničenom vremenskom intervalu povećanjem javnog duga preko ponovnih zaduženja, odnosno ne može biti reč o Ponzi šemi<sup>3</sup>. Navedeni uslov o ne-Ponzi-jevoj šemi je u literature poznat i kao uslov intertemporalne solventnosti. Ispostavlja se da je tekući javni dug određen svim tekućim i budućim diskontovanim vrednosti primarnih suficita.

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} d_{j-1} = 0. \quad (1.20)$$

---

<sup>3</sup> U pitanju je davanje velikodušnih kamata na depozite, pri čemu se kamate na nove depozite isplaćuju na osnovu ranije prikupljenih depozita. Šema je neodrživa kada nestane novca za isplatu ranijih depozita, ili svih glavnica i kamata. Ponzi-jeva šema nosi ime po Charles-u Ponzi-u koji je 20-tih godina 20. veka sproveo prevaru na opisani način. U slučaju, fiskalne održivosti, Ponzi-jeva šema se analogno odnosi na vraćanje dugova putem novih zaduženja, koje je konačno nemoguće vratiti u celosti.

Navedeni uslov se još naziva *uslovom transverzalnosti* koji mora biti ispunjen kako bi intertemporalno budžetsko ograničenje iz izraza (1.19) bilo održivo. Uslov transverzalnosti je zadovoljen uvek kada je  $r < y$ . Dakle, neophodan je brži privredni rast od rasta kamatne stope, jer se tada stabilizuje javni dug iako postoji budžetski deficit. Sa druge strane, kada je  $r = y$ , budžet je u ravnoteži, a javni dug održiv, dok u slučaju  $r > y$ , javni dug nastavlja da raste, a budžet postaje neodrživ, iako je, na primer, trenutno u suficitu. Dakle, moguće je da je budžet u suficitu jer Vlada sprovodi mere štednje, međutim, ukoliko je  $r < y$ , mere austerije će samo usporiti privredni rast, iako trenutno obezbeđuju suficit budžeta. Suficit budžeta će ubrzo preći u deficit, jer mere štednje (austerije) smanjuju  $y$ , a mogu uticati na rast  $r$ , pa raspon između njih postaje sve veći. Ispostavlja se da fokus kreatora ekonomske politike mora biti  $r$  i  $y$ , kao i razlika između pomenutih stopa rasta.

#### **Scenario za obezbeđenje uslova $r < y$ u evropskim ekonomijama**

Uslov transverzalnosti koji je, kao osnova koncepta održivosti, ispunjen kada je  $r < y$ , u slučaju evropskih zemalja može biti potpomognut sledećim scenarijima (prema Neaime 2015):

1) Monetizacija - najradikalniji scenario jer znači suprotnu politiku od one koju vodi ECB u smislu niske targetirane inflacije. Monetizacija bi obezbedila vraćanje dugova zemalja u kojima postoji najjači pritisak prezaduženosti (Grčka, Italija, Portugalija i Španija), što bi smanjenjem pritiska javnog duga obezbedilo smanjenje kamatnih stopa i depresijaciju eura. Navedeno bi značilo povećanje konkurentnosti evropskih zemalja i povećanje izvoza koji bi doveo do bržeg privrednog rasta. 2) Stimulacija privrednog rasta putem različitih paketa mera. 3) Prilagođavanje javnih finansija. Rezimea radi, ECB mora sprovoditi politike smanjenja javnog duga, obezbeđujući niske kamatne stope i oporavak iz tekuće recesije preko bržeg privrednog rasta.

Uzimajući u obzir navedeno, koncept fiskalne održivosti se usmerava u sledećem pravcu. Ukoliko se udeo javne potrošnje u BDP proširi za iznos kamatne stope, novi izraz za javnu potrošnju  $g_t^*$  bi glasio:



$$g_t^* = g_t + r_t d_{t-1}, \quad (1.21)$$

što bi se, zatim, u kontekstu prvih diferenci moglo izraziti kao:

$$g_{t-1}^* - t_{t-1} = \sum_{j=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} (\Delta t_{j-1} - \Delta e_{j-1}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} \Delta d_{j-1}. \quad (1.22)$$

Hipoteza o održivosti važi kada je granična vrednost drugog dela jednačine jednaka nuli:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{j-t} \Delta d_{j-1} = 0. \quad (1.23)$$

Dakle, ukoliko važi uslov (1.23), održivo je intertemporalno budžetsko ograničenje, jer budući suficit budžeta izražen u sadašnjoj vrednosti odgovara tekućoj vrednosti javnog duga. Empirijska provera navedenog uslova se odnosi na alternativne provere:

- (1) da li je  $\Delta d$  stacionaran proces,
- (2) da li su udeo javne potrošnje koja uključuje plaćanje kamate u BDP ( $g_t^*$ ) i udeo javnih prihoda u BDP ( $t_t$ ), proces sa jediničnim korenom I(1), a zatim da li su dve varijable kointegrirane (sa kointegracionim vektorom jednakim (1,-1)).

Na osnovu navedenih uslova, održivost biva definisana ne isključivo stacionarnošću varijabli, nego i kointegracijom između varijabli toka, javne potrošnje i javnih prihoda.

#### 4.4.1 Koncept kointegracije – modeli toka

Ideja modela toka u kom se ispituje postojanje kointegracione veze je da eventualno postojanje kointegracije obezbeđuje da se varijable  $g_t^*$  i  $t_t$  ne udaljavaju u velikoj meri, odnosno da postoji mehanizam koji vraća varijable na nivo određen intertemporalnim budžetskim ograničenjem. Ukoliko ne postoji kointegracija, pomenuti mehanizam ne

funkcionije, a uslov (1.23) nije ispunjen. Hakkio i Rush (1991) su prvi unificirali dva prethodno definisana pravca u empirijskom istraživanju, koje je zasnovano isključivo na varijablama toka, a kointegracionu vezu koja je predmet analize i osnova za testiranje, definisali kao:

$$t_t = \mu + b g_t^* + u_t, \quad (1.24)$$

na osnovu koje se testira uslov  $b = 1$ , gde  $\mu$  reprezentuje konstantu (ili individualne efekte u panelu), a  $u_t$  slučajnu grešku. Doprinosa Hakkio i Rush-a (1991) je što su pokazali da parametar  $b$  prikazuje ne samo vraćanje na intertemporalno budžetsko ograničenje, već i sposobnost Vlade da vraća javni dug. Autori su relaksirali uslov  $b = 1$ , pokazujući da su kointegracija i korigovani uslov  $0 < b \leq 1$ , potrebni i dovoljni uslovi da bi teza o održivosti važila (dakle, uslov (1.23)). Autori su, takođe, utvrdili da Ponzi-jeva šema nije održiva ni pri ovom relaksiranom uslovu. Dakle, ukoliko postoji kointegracija, Vlade kontrolišu deficit, kontrolišući varijable toka. Navedeni pristup podrazumeva da se pažnja pridaje samo korektivnom merama za izbegavanje deficita, ali ne i merama za kontrolu javnog duga.

Dalje, navedeni izraz je u nekim empirijskim istraživanjima preformulisano u smislu da je zavisna varijabla javna potrošnja, a nezavisna javni prihodi, u zavisnosti od *nexus*-a javnih prihoda i javne potrošnje. Prisustvo kointegracije se na isti način testira, ali posmatrane varijable menjaju uloge u zavisnosti od rezultata testova uzročnosti.

### **Nexus: hipoteze o uzročnosti između javnih prihoda i javne potrošnje**

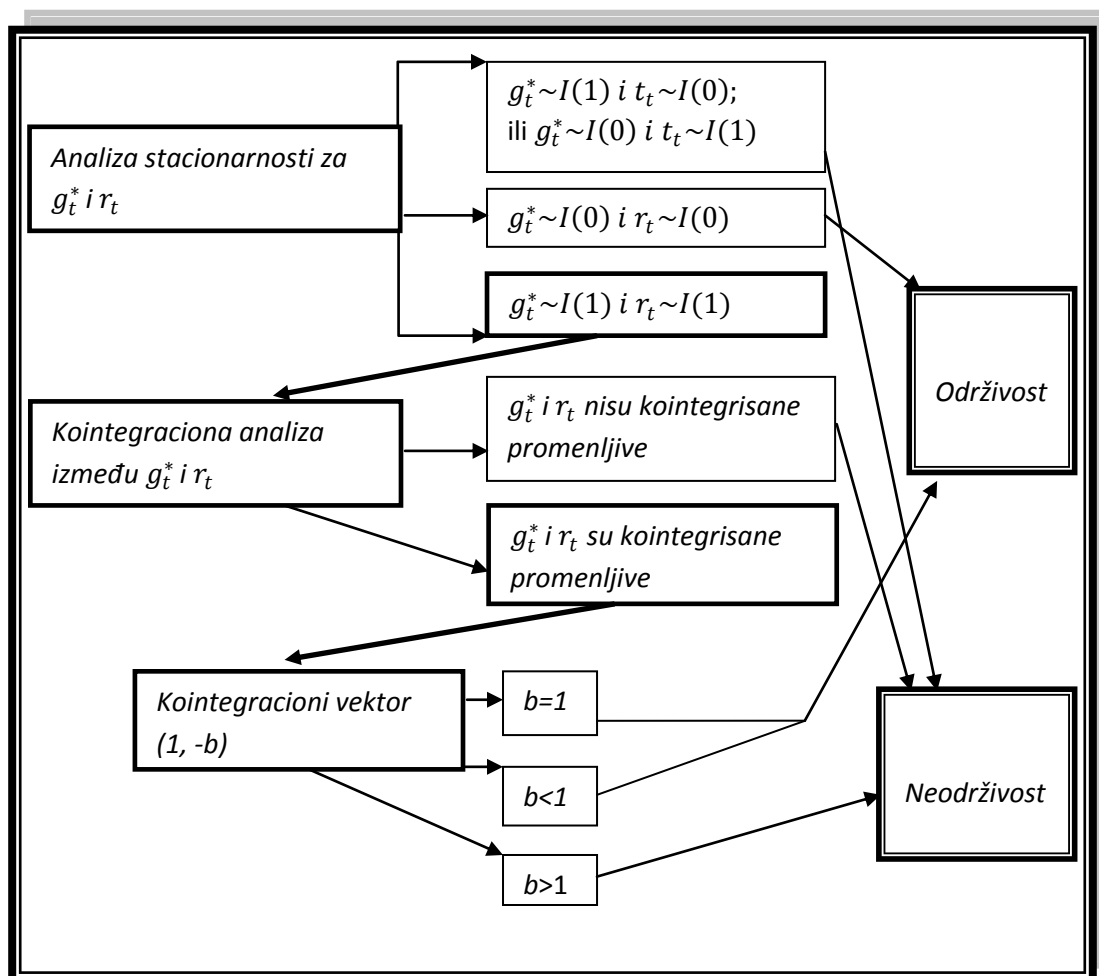
Afonso i Tovar Jalles (2012) su sublimirali potencijalne hipoteze o pravcu uzročnosti između javne potrošnje i javnih prihoda:

- 1. Od javne potrošnje ka javnim приходima.** Inicijalno je reč o Barro-voj (1979) hipotezi koja polazi od pretpostavke da će Vlade prilagođavati javne prihode planiranim nivoima javne potrošnje. Reč je hipotezi o „troši pa oporezuj“ hipotezi (tax-and-spend hypothesis). Navedena uzročnost upućuje na zaključak da verovatno budžet nije pod kontrolom, niti je održiv, jer nakon prvog dela hipoteze – trošenja, Vlade nisu u prilici da ispune drugi deo, da dodatno oporezuju.
- 2. Od javnih prihoda ka javnoj potrošnji.** U pitanju je Friedman-ova hipoteza da Vlade prilagođavaju javnu potrošnju raspoloživim javnim приходima, te da kontrola oporezivanja vodi limitiranom rastu javne potrošnje (“oporezuj pa troši” hipoteza, tax-and-spend hypothesis).
- 3. Dvosmerna uzročnost – fiskalna sinhronizacija.** Musgrave-ova hipoteza upućuje na klasični pristup javnim finansijama i fiskalnoj održivosti, u smislu da kreatori fiskalne politike simultano donose odluke o javnoj potrošnji i javnim приходima, s obzirom na činjenicu o jednakosti marginalnih troškova i marginalnih prihoda, te maksimalnoj funkciji korisnosti u tom slučaju.
- 4. Bez uzročnosti.** Hoover i Sheffrin (1992) polaze od tvrdnje da ne postoji usklađenosti niti simultanost između kretanja javnih prihoda i javne potrošnje, usled odvajanja alokativne funkcije i funkcije oporezivanja koje sprovodi država. Navedeni pristup je konzistentan sa potencijalnim nepostojanjem kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda, odnosno fiskalnom neodrživošću.

Trehan i Walsh (1991) su dali doprinos literaturi koja se bavi problematikom fiskalne održivosti u pravcu kointegracije, ali u analizi između primarnog deficita i javnog duga. Autori su definisali da je potreban i dovoljan uslov održivosti kointegracija između primarnog deficita i javnog duga, kao i stacionarnost prve diference javnog duga.

Na osnovu Šeme 1.6, moguće je doneti jasan sud kada postoji fiskalna održivost, a kada neodrživost. Neodrživost nastaje kada varijable javna potrošnja i javni prihodi nisu istog reda integrisanosti i kada ne postoji kointegracija, dok fiskalna održivost postoji kada su obe varijable stacionarne ili kada su istog reda integrisanosti i kointegrirane. Međutim, potrebno je dodati još dva pojašnjenja: (1) u situaciji kada  $g_t^*$  i  $t_t$  nisu kointegrirane promenljive, generalno dolazi do neodrživosti fiskalne politike, mada može postojati izuzetak da promenljive nisu kointegrirane, ali da su javni prihodi (koji uključuju plaćanja po osnovu kamata) veći od javne potrošnje, kada je moguće da je fiskalna politika održiva; (2) u slučaju kada je  $b < 1$  fiskalna politika je održiva, međutim, može postojati izuzetak, kada javna potrošnja raste brže od javnih prihoda, što može dovesti do neodrživosti.

**Šema 1.6** Prikaz fiskalne (ne)održivosti na osnovu testova jediničnih korena i kointegracije



Izvor: Autorski prikaz prema Alfonso (2004).

Značajan doprinos tezi o fiskalnoj održivosti, sa stanovišta stepena održivosti i brzine vraćanja na održivi nivo dala je Quintos (1995). Autor naglašava da ukoliko je  $\Delta d$  stacionaran proces, onda je konvergencija ka nuli u uslovu (1.23) nesrazmerno brža nego u slučaju kada je  $\Delta d$  nestacionaran proces. Quintos (1995) prema tome obogaćuje terminologiju održivosti praveći distinkciju između, *jakog i slabog uslova održivosti*:

- (1) *jak uslov održivosti* odgovara Hamilton i Flavin-ovom (1986) potrebnom i dovoljnom uslovu da je  $\Delta d$  stacionaran proces, kao i Hakkio i Rush-ovom (1991) uslovu o postojanju kointegracije i koeficijenta  $b = 1$  (dakle, jedino tada je obezbeđeno da je  $\Delta d \sim I(0)$ ). *Jak uslov održivosti* ukazuje da ne postoje problemi u javnim finansijama, niti postoje naznake da će ih biti u narednom periodu;
- (2) *slab uslov održivosti*, kada je  $\Delta d$  nestacionaran proces, podrazumeva da je  $b = 1$  ali da ne postoji kointegracija, ili uslov  $0 < b < 1$ . Ispostavlja se da je uslov  $0 < b < 1$  potreban i dovoljan, ali da je uslov postojanja kointegracije samo dovoljan uslov. Dakle, uslov  $0 < b < 1$  obezbeđuje održivost deficita, ali je nekonzistentan sa mogućnošću Vlada da vraćaju javni dug u dugom roku, te su neophodne fiskalne reforme. Dodatno, za ispunjenost uslova slabe održivosti, prema Quintos-u (1995), potrebna je i stacionarnost druge difference javnog duga, što obezbeđuje mogućnost transverzalnosti;
- (3) *uslov neodrživosti* podrazumeva situaciju u kojoj je  $b \leq 0$ , a da druga diferencija javnog duga nije stacionarna, pa se hipoteza o održivosti odbacuje.

Pored objašnjenih mogućnosti za uspostavljanjem fiskalne održivosti kada su javni prihodi i javna potrošnja integrisani reda 1 i kointegrirani, Bergman (2001) je proširio okvir rezultata autora Quintos-a (1995), time što je dokazao da je dovoljan uslov za održivost intertemporalnog budžetskog ograničenja integrisanost javnog duga bilo kog konačnog reda.

Bohn se u svojim radovima iz 1991. i 1995. godine bavi mogućnostima definisanja uslova održivosti u neizvesnim okolnostima (naglašavajući da marginalna stopa supstitucije između perioda  $t$  i  $t + 1$  može biti značajno različita u uslovima

neizvesnosti zbog moguće velike razlike u kamatnoj stopi na javni dug u dva perioda). Isti autor u radovima iz 1998, 2005. godine, pokazao je da je fiskalna politika održiva u SAD uzimajući u obzir istorijske podatke za period 1916-1995. i 1792-2003, respektivno. Međutim, u radu iz 2007. autor ukazuje na neadekvatnost testova jediničnog korena i kointegracije u analizi održivosti. Naime, autor pokazuje da su uslovi transverzalnosti i održivosti intertemporalnog budžetskog ograničenja zadovoljeni uvek kada se dođe do stacionarne reprezentacije varijabli, bez obzira što se diferenciranje može vršiti (konačno) mnogo puta. Iz tog razloga, uvek kada se dođe do stacionarnosti pomenutih varijabli, potvrđuje se hipoteza o održivosti. Propozicija za koju je Bohn (2007) izveo dokaz glasi:

*“Ukoliko je javni dug integrisan reda  $m$  ( $d_t \sim I(m)$ ) za bilo koji konačni broj  $m \geq 0$ , tada javni dug zadovoljava uslov transverzalnosti, a javni dug, javni prihodi, i javna potrošnja zadovoljavaju intertemporalno budžetsko ograničenje.”*

Oslanjajući se na Quintos-ov (1995) nalaz o *slabom uslovu održivosti* pri kom je  $\Delta d_t \sim I(1)$  i sledstveno  $d_t \sim I(2)$ , Bohn svoj nalaz u vezi sa višim nivoima integrisanosti naziva *apsurdno slabim uslovom održivosti*. Dakle, svi uslovi, *jaki*, *slabi*, i *apsurdno slabi*, impliciraju ispunjenost uslova transverzalnosti iz relacije (1.23) i intertemporalnog budžetskog ograničenja, pa autor smatra primenu testova jediničnih korena i kointegracije ograničenom (ili pak neupotrebljivom) u analizi fiskalne održivosti. Zato i zaključak o neodrživim javnim finansijama u slučaju da istraživač ne dođe do konačnog nivoa integrisanosti javnog duga, treba preformulisati u nemogućnost donošenja zaključka o održivosti, jer je moguće da je istraživač odustao od dalje analize višeg nivoa integrisanosti i da je moguće da je varijabla ipak integrisana reda  $m$ . Bohn (2007) predlaže primenu modela sa korekcijom ravnotežne greške, jer ona obezbeđuje ekonomsku interpretaciju funkcije reakcije, a ne iziskuje postojanje kointegracije u modelu, čime bi se dao odgovor na pitanje da li i u kojoj meri Vlade reaguju na rast javnog duga u sadašnjem trenutku prilagođavanjima u primarnom bilansu u narednom periodu. Konačno, autor upućuje na neophodnost da se u jednom modelu obuhvate varijable toka: javni prihodi i javna potrošnja, kao i varijabla od posebnog interesa, javni dug, koji je varijabla stoka.

#### 4.4.2 Koncept multikointegracije – stok-tok model

Dalji doprinos u oblasti analize fiskalne održivosti predstavljaju radovi Engsted i Haldrup (1999), Berenguer-Rico i Carrion-i-Silvestre (2011), Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013), u kojima su unificirana dva najznačajnija okvira za testiranje održivosti - stok i tok (uporedni prikaz modela toka i modela stok-tok je izložen u Tabeli 2). Dakle, autori polaze od stok-tok modela (eng. *stock-flow*), koji neminovno vodi u pravcu analize multikointegracije. Ideja se ogleda u sledećem: ukoliko su varijable  $t_t$  i  $g_t^*$  iz relacije (1.24) integrisane reda 1, postojanje kointegracije podrazumeva da postoji linearna kombinacija između njih koja je stacionarna:  $u_t = t_t - b g_t^*$ , gde je  $u_t \sim I(0)$ . Dakle,  $u_t$  predstavlja kratkoročna odstupanja od ravnotežnog nivoa, odnosno aproksimacija za deficit/suficit. Ukoliko se fokus preusmeri na kumulisanu vrednost slučajne greške,  $S_t = \sum_{j=0}^t u_{t-j}$ , dobija se aproksimacija za stok javnog duga ili štednje. Stoga, multikointegraciona analiza ispituje kointegrisanost između varijable  $S_t$ , (aproksimacije za javni dug), i varijabli toka javnih prihoda ili između  $S_t$  i javne potrošnje, dolazeći do dva “sloja” (eng. *layer*) kointeracione veze. Dakle, reč je o pristupu koji analizira postojanje kointegracije između varijabli različitog nivoa integrisanosti: varijabli toka koje su u slučaju javne potrošnje i javnih prihoda  $t_t$  i  $g_t^* \sim I(1)$  i kumulisanih vrednosti koje su po definiciji  $I(2)$ . Navedeni pristup podrazumeva dvostepenu proceduru testiranja (standardni pristup koji su definisali Grenger i Lee 1989). Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) pristupaju analizi koristeći samo jedan korak, praveći razliku između nivoa javne potrošnje i javnih prihoda i njihovih kumulisanih vrednosti, pa na osnovu (1.23), dolaze do izraza:

$$\sum_{j=1}^t t_j = \alpha + \mu + b \sum_{j=1}^t g_j^* + \delta g_t + u_t. \quad (1.25)$$

u kom je zavisna varijabla kumulisana vrednost javnih prihoda  $\sum_{j=1}^t t_j$ , a  $\sum_{j=1}^t g_j^*$  kumulisana vrednost javne potrošnje, pri čemu su obe varijable po definiciji integrisane reda 2. Kointegracioni vektor  $b$  prikazuje da li postoji prva kointegraciona veza – prvi sloj kointeracione veze (slično vezi koja se uspostavlja u pristupu toka, samo što su sada u pitanju kumulisane varijable toka), a od posebnog interesa je

parametar  $\delta$  koji prikazuje prilagođavanje javne potrošnje promeni u nivou javnog duga i u dubini deficita. Parametar  $\delta$  je faktički drugi sloj kointegracione veze (eng. *second cointegration layer*), koji predstavlja pokazatelj potencijalno dublje kointegracione veze, odnosno veze između varijabli toka i stoka. Ukoliko se pretpostavi da prvi sloj kointegracione veze postoji, odnosno ako se preformuliše izraz pri pretpostavci da je  $b = 1$ , možemo dobiti izraz za stok javnog duga:

$$\sum_{j=1}^t t_j - \sum_{j=1}^t g_j^* = \alpha + \mu + \delta g_t + u_t = -d_t, \quad (1.26)$$

koji predstavlja osnovu za testiranje multikointegracije<sup>4</sup>. Dakle, stok-tok model na osnovu rada Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) podrazumeva proveru da li vlade preduzimaju korektivne mere na varijable toka (javna potrošnja i javni prihodi iz izraza (1.25)) u pravcu kontrole varijable stoka, javnog duga. U slučaju da je  $b > 1$ , pretežno postoji suficit, što implicira da treba da bude  $\delta > 0$ , dakle javna potrošnja mora da raste kako bi se prilagodila kumulisanim javnom prihodima, odnosno štednji. Kada je  $b < 1$ , postoji deficit, što implicira da treba da bude  $\delta < 0$ , dakle javna potrošnja mora da se smanji zbog visokog stoka javnog duga. Ukoliko parametar  $\delta$  ne prati parametar  $b$  u ovom smislu, izvodi se zaključak da reakcije fiskalnih vlasti ne idu u pravcu obezbeđenja fiskalne održivosti.

Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) daju doprinos u pravcu interpretacije determinističke komponente iz izraza (1.24). Naime, ukoliko se preformuliše izraz u slučaju *jakog uslova održivosti*, pri kom je proizlazi  $b = 1$ , sledi sledeće:

$$t_t - g_t^* = \mu + u_t = def_t. \quad (1.27)$$

Na osnovu izraza, moguće je tumačiti konstantu kao srednju vrednost oko koje deficit/suficit oscilira u dugom roku. Dakle, ukoliko je konstanta nesignifikantna u regresiji, zaključak je da je kretanje deficit/suficita u dugom roku oko nule, odnosno budžet je u ravnoteži. Pozitivna, a značajna vrednost konstante ukazuje da Vlade uvećavaju svoje bogatstvo, a negativne vrednosti da uvećavaju javni dug. U slučaju

---

<sup>4</sup> Testiranje može biti sprovedeno Granger i Lee-ovim (1989) testom kointegracije koji se zasniva na dva koraka u primeni, ili pristupom koji se bazira na jednom koraku, a koji su predložili Ensted, Gonzalo, i Haldrup (1999). Detaljnije o testovima pogledati u drugom poglavlju.



postojanja *slabog uslova održivosti*, interpretacija je nešto komplikovanija. Međutim, u osnovi se mogu pozitivne vrednosti tumačiti kao porast bogatstva, a negativne kao rast javnog duga.

Radi razumevanja modela stok-tok, u odnosu na modele toka, ali u okviru modela panela, u sledećoj tabeli su paralelno predstavljeni okvir modela, metod, hipoteze, testovi, dok je na osnovu spiska prednosti i nedostataka oba modela moguće doneti odluku o primeni modela toka odnosno stoka-toka u istraživanju (Tabela 1.7).

**Tabela 1.7** Tok vs. stok-tok modeli / kointegracija vs. multikointegracija

	<b>Tok pristup</b>	<b>Stok-tok pristup</b>
Okvir	$u_{it} = Y_{it} - \beta X_{it} \sim I(0)$	Dvostepeni: $u_{it} = Y_{it} - \beta X_{it} \sim I(0)$ $I_{it} = Y_{it} - \gamma S_{it} \sim I(0)$ , ukoliko je $S_{it} = \sum_{j=1}^t u_j$ Jenostepeni: $\sum_{j=1}^t t_j = \alpha + \mu_i + b \sum_{j=1}^t g_j^* + \delta g_{it} + u_{it}$
Metod	Kointegraciona analiza	Multikointegraciona analiza
Test	Kao McCoskey i Kao Pedroni Westerlund	Granger i Lee Engsted i Haldrup Berenguer-Rico i Carrion-i-Silvestre
Hipoteze	$H_0$ : odsustvo kointegracije $H_1$ : kointegrisanost – homorogena ili heterogena pretpostavka	$H_0$ : ne postoji multikointegracija ( $u_{it} \sim I(1)$ ) $H_1$ : multikointegracija ( $u_{it} \sim I(0)$ )
Prednosti	Napredniji pristup od analize fiskalne održivosti zasnovane na analizi jediničnih korena; Dobar pokazatelj uravnoteženosti godišnjih podataka	Kompleksnija i sveobuhvatnija analiza fiskalne održivosti od analize toka; Analizira dugoročne aktivnosti i reakcije fiskalnih vlasti.
Nedostaci	Ne istražuje se veza u dužem vremenskom period sa varijablama stoka	U nekim testovima se unapred pretpostavlja postojanje prvog kointegracionog sloja i on se ne testira, iako ne mora da postoji. Dakle, pretpostavka o postojanju prvog sloja kointegracije može biti pogrešna.
Primer	Javna potrošnja i javni prihodi su kointegrirani, dakle deficit je stacionaran proces. Sa stanovišta varijabli toka, postoji fiskalna održivost.	Javna potrošnja i javni prihodi su kointegrirani, tako da je suficit (deficit) stacionarna varijabla. Kumulisanjem suficita (deficit) dobija se bogatstvo (javni dug) koji je kointegriran sa javnom potrošnjom. Stoga se smatra da između javnih prihoda i javne potrošnje postoji multikointegracija. Jedan sloj kointegracije između varijabli toka i jedan sloj između varijabli toka i stoka, obezbeđuje dublju fiskalnu održivost.

**Izvor:** autorski prikaz.

Postojanje multikointegracije podrazumeva vođenje fiskalne politike koja apsorbuje promene na nivou toka, ali i stoka varijabli u stohastičkom okruženju, i vrši kratkoročna prilagođavanja dugoročnom ravnotežnom nivou. Dakle, javni dug i javni prihodi ili javna potrošnja ne mogu da skliznu daleko jedan od drugog, jer ukoliko postoji multikointegracija u modelu, rast javnog duga i (ili) kamate na javni dug, direktno vodi ka korekcijama u varijablama toka, u smislu povećanja javnih prihoda ili smanjenja javne potrošnje.

Rezimea radi, ključna kretanja u literaturi sa stanovišta dovoljnih uslova za transversalnost i održivost intertemporalnog budžetskog ograničenja su prikazani u Tabeli 1.8.

**Tabela 1.8** Evolucija uslova održivosti u savremenoj literaturi

<b>Autori</b>	<b>Godina</b>	<b>Uslov</b>
Hamilton i Hlavin	1986	$d_t \sim I(0)$
Wilcox	1989	$d_t \sim I(0)$ ili $d_t \sim I(1)$
Hakkio i Rush	1991	$t_t \sim I(1), g_t \sim I(1) \Rightarrow t_t - g_t \sim I(0); d_t \sim I(1)$
Trehan i Walsh	1991	$(t_t - g_t) - \delta d_{t-1} \sim I(0)$
Quintos	1995	<i>Jak uslov održivosti:</i> $t_t \sim I(1), g_t \sim I(1) \Rightarrow t_t - b g_t \sim I(0); b = 1; d_t \sim I(1)$ <i>Slab uslov održivosti:</i> $t_t \sim I(1), g_t \sim I(1) \Rightarrow t_t - b g_t \sim I(0); 0 < b < 1; d_t \sim I(1)$ ili $d_t \sim I(2)$
Bohn	2007	<i>apsurdno slaba održivost:</i> $t_t \sim I(m), g_t \sim I(m); d_t \sim I(m)$
Berenguer-Rico i Carrion-i-Silvestre	2011	<i>Varijable toka:</i> $\sum_{j=1}^t t_j \sim I(2), \sum_{j=1}^t g_j \sim I(2); \sum_{j=1}^t t - \sum_{j=1}^t g_j = -d_t \sim I(1); \Delta d_t \sim I(0)$ <i>Varijable stoka:</i> $t_t \sim I(1), g_t \sim I(1); t_t - g_t^* \sim I(0); \Delta d_t \sim I(0)$

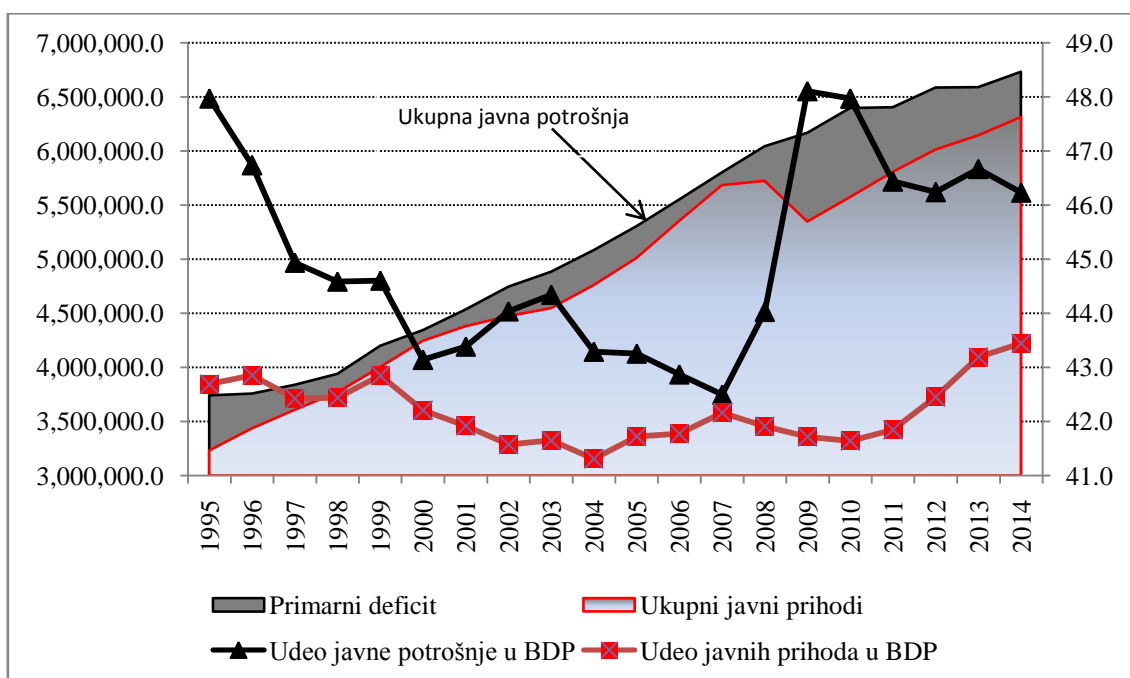
**Izvor:** Adaptirano na osnovu Camarero, Carrion-i-Silvestre, Tamarit (2013).

## **II POGLAVLJE – POLITIKE JAVNE POTROŠNJE U ZEMLJAMA EVROPE**

Ključno pitanje u vođenju politika javne potrošnje svake zemlje, odnosi se na opredeljenje funkcionisanja ekonomija na osnovu tržišnih mehanizama i niske javne potrošnje, ili na preuzimanje ključne uloge od strane države kroz izdašniju javnu potrošnju. Shodno identifikovanim nesavršenostima tržišta i proizlazećim neefikasnostima, iskustva u vođenju politika oporezivanja i javne potrošnje u zemljama članicama EU pokazuju da je uloga države u proseku izuzetno jaka jer se gotovo polovina BDP oporezuje i postaje predmet javne potrošnje.

Slika 2.1 pokazuje da se oko 42% BDP u proseku oporezuje, a nekoliko procentnih poena više troši u zemljama članicama EU poslednjih 20 godina (sekundarna osa), odnosno, u poslednje dve dekade postoji konstantni rast ukupne javne potrošnje na nivou EU (sa 3.750.000 na 6.730.000 miliona evra, primarna osa). Dakle, analizirajući apsolutne veličine, jasno je da ukupna javna potrošnja raste iz godine u godinu, dok su ukupni javni prihodi smanjeni u 2007. godini kao posledica globalne krize i usporavanja privredne aktivnosti. Produbljuje se primarni deficit, koji je najizraženiji u 2009. godini, usled činjenice da javna potrošnja nije prilagođena u pravcu njenog smanjenja, saobrazno smanjenju javnih prihoda. Ispostavlja se da je oslonac nakon udara globalne krize ipak bio na državi, koja nastavljala da troši i da svojim intervencijama deluje u pravcu ublažavanja negativnih posledica krize u članicama EU. Analiza javne potrošnje i javnih prihoda relativno, kao udela u BDP, ukazuje da je u periodu od 1995. do 2007. godine, postojala tendencija ka smanjenju udela javne potrošnje u BDP (usled bržeg rasta GDP od rasta javne potrošnje u godinama ekspanzije), koja je vrlo brzo, nakon globalne krize iznova eskalirala, kroz udele javne potrošnje u BDP identične onima sa početka analiziranog perioda (dakle, javna potrošnja je rasla brže od BDP u godinama ekonomskih kontrakcija). Sa druge strane, stabilni udeli javnih prihoda u BDP kroz

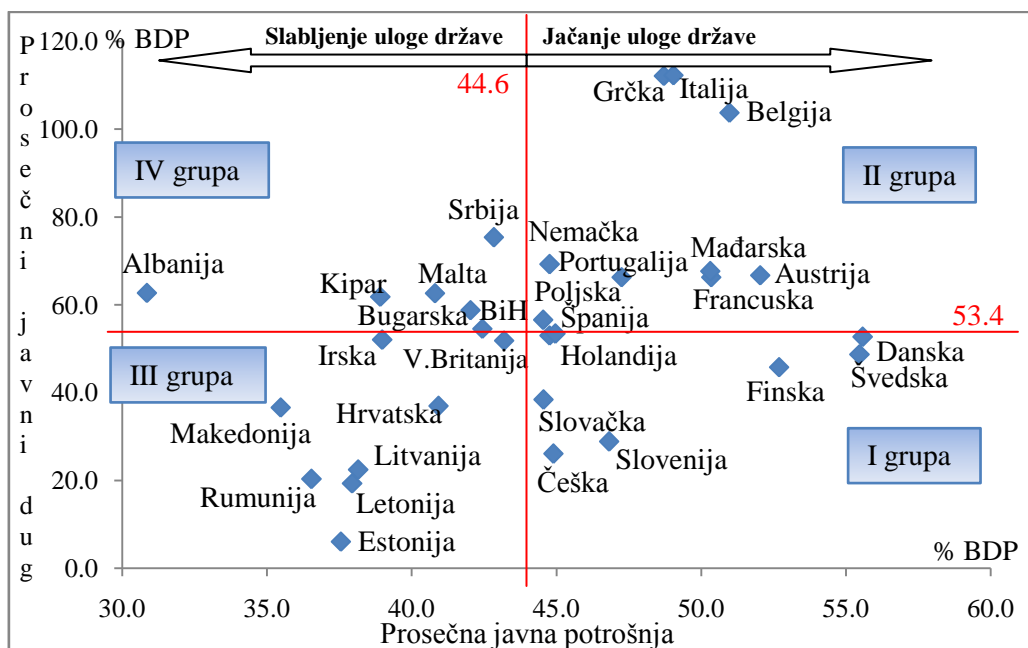
čitav analizirani period, dovode u pitanje finansiranje narastajuće javne potrošnje, odnosno uvećanog primarnog deficita.



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

Slika 2.1 Javna potrošnja i javni prihodi u članicama EU u periodu 1995-2014

Pored adresiranog pitanja finansiranja javne potrošnje, važno pitanje se odnosi i na heterogenost unutar zemalja članica EU. Naime, prosečni podaci u slučaju heterogenog uzorka kao što su članice EU-28 ne moraju nužno da znače isto ponašanje među zemljama, usled njihovih ekonomskih, istorijskih, institucionalnih i kulturoloških razlika. Stoga je na slici 2.2 prikazana prosečna javna potrošnja za analizirani period po zemljama, na osnovu koje je moguće steći istančaniju sliku o ulozi države po zemljama. Dodatno, na slici je prikazano i finansiranje primarnog deficita javnim dugom. Pored zemalja članica EU prikazane su i zemlje Zapadnog Balkana sa ciljem da se utvrdi da li proces pridruživanja podrazumeva korekcije uloge države.



Izvor: autorski prikaz prema podacima preuzetim sa Eurostata.

Slika 2.2 Prosečna javna potrošnja i javni dug u periodu 1995-2014 po zemljama

Na osnovu slike 2.2, jasno se uočava izražena heterogenost u prosečnoj javnoj potrošnji po zemljama, koja varira od 36% BDP u Rumuniji, do preko 54% BDP u Švedskoj i Danskoj, dok je raspod pri zaduživanju od 6% BDP u Estoniji, do preko 110% BDP u Italiji i Grčkoj. Kada se u analizu uključe i zemlje Zapadnog Balkana, njihov doprinos se ogleda u još nižoj prosečnoj javnoj potrošnji u odnosu na zemlja članice EU, na primer u Albaniji 32% BDP. Stoga bi od interesa bilo razlikovanje zemalja na osnovu sličnog nivoa javne potrošnje i izvora finansiranja što bi obezbedilo formiranje relativno homogenih grupa.

Stoga su uvedene granice koje predstavljaju medijane prosečne javne potrošnje (44,6) i javnog duga (53,4). Ispostavlja se da je generalno u zemljama koje se nalaze desno u odnosu na medijanu prosečne javne potrošnje uloga države mnogo intenzivnija, u odnosu na zemlje koje su pozicionirane levo od medijane i u kojima ekonomije više funkcionišu zasnovano na tržišnim mehanizmima. Preciznije, ispostavlja se da je na osnovu dvodimenzione analize moguće razlikovati četiri grupe zemalja: sa visokom javnom potrošnjom i niskim javnim dugom, sa visokim javnim dugom i visokom

javnom potrošnjom, sa niskim javnim dugom i niskom javnom potrošnjom, kao i sa visokom javnom potrošnjom i niskim javnim dugom.

Među zemljama sa jakom ulogom države, nalaze se prve dve grupe zemalja. Prvu grupu karakteriše visok nivo javne potrošnje koja nije utemeljena na visokom javnom dugu, već na ekonomskom rastu uključuje pre svega Nordijske zemlje (Finska, Holandija, Švedska, Danska). Dakle, primarni uticaj države, visoki javni izdaci koji se koriste u svrhu regulisanja nezaposlenosti, ključna državna uloga u socijalnoj zaštiti i promovisanju ekonomskih aktivnosti, karakteristika je prve grupe zemalja, socijal-demokratskih ekonomija. Pored pomenutih država, Slovenija, Slovačka, Češka imaju takođe visoke javne izdatke, ali su nasledile veoma pogodne ekonomske prilike, te njihova javna potrošnja nije bazirana na javnom dugu.

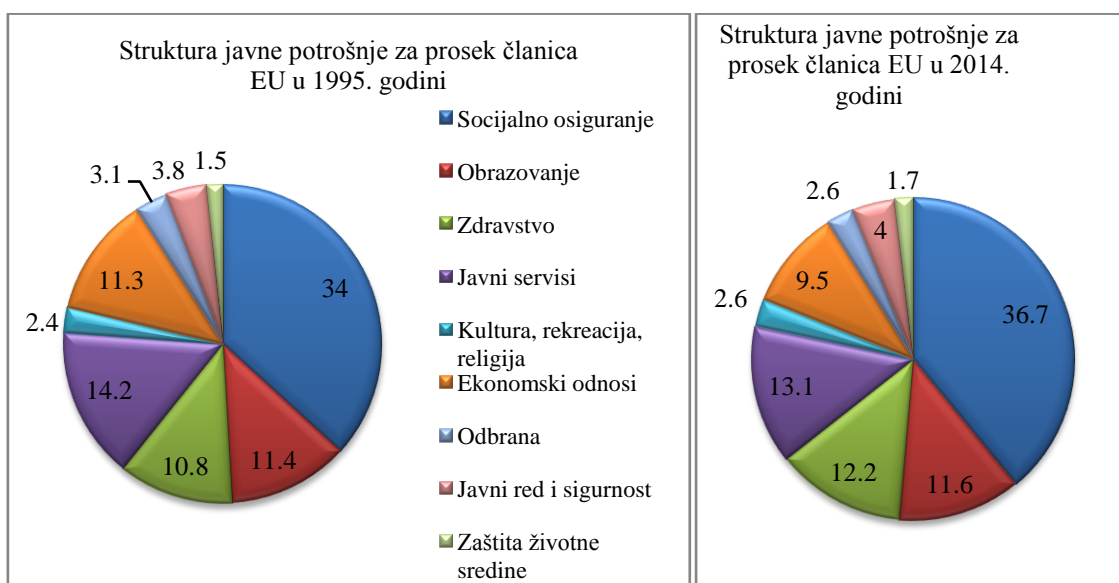
Drugu grupu ekonomija čine korporativističke zemlje (Francuska, Belgija, Nemačka, Austrija), koje postižu visoku javnu potrošnje finansiranjem putem visokog javnog duga. Pored pomenutih ekonomija, mediteranske ekonomije (Portugalija, Španija, Grčka, Italija), takođe su određene fiskalnom neodgovornošću, zbog više javne potrošnje i javnog duga, nego u drugim evropskim zemljama. Uprkos slabostima tih ekonomija, mediteranske zemlje nisu preduzele rigorozne mere štednje sve do perioda izbijanja globalne krize. Takođe, emergentne zemlje sa velikim državnim aparatom, Mađarska i Poljska, određene su visokom javnom potrošnjom praćenom visokim javnim dugom, pa se stoga mogu smatrati delom druge grupacije zemalja.

Među zemljama sa libertinističkom ulogom države, nalaze se dve grupe ekonomija. Zemlje koje karakteriše niska javna potrošnja i javni dug, mogu se okarakterisati kao liberalne usled skromnih javnih izdataka i javnog duga, što ukazuje na postojanje tržišne orijentacije u distribuciji. Tradicionalni predstavnici liberalnih ekonomija su Velika Britanija i Irska, dok druge male ekonomije: Baltičke (Litvanija, Letonija, Estonija), Makedonija, Hrvatska i Rumunija takođe sprovode politike niskog zaduživanja i javne potrošnje.

Četvrtu grupu zemalja, sa sličnim ekonomskim okruženjem, određenim niskom javnom potrošnjom čine zemlje Zapadnog Balkana (Albanija, Bosna i Hercegovina i Srbija), Bugarska, Malta i Kipar. Ove zemlje su nasledile nepovoljne inicijalne uslove, praćene visokim javnim dugom. Ispostavlja se da su pomenute ekonomije i dalje u procesu traženja sopstvenog modela fiskalnog ponašanja, dok druge zemlje Zapadnog

Balkana i emergentne Evrope sprovode neki od postojećih modela uspostavljanja fiskalne ravnoteže.

Relativno jaka uloga države u prve dve grupe zemalja, kao i manja uloga u druge dve grupe zemalja, upućuje na potrebu analize mehanizama putem kojih država utiče na smanjenje neefikasnosti tržišta, kao i strukture javne potrošnje. Uopšteno, državna potrošnja se može podeliti na diskrecionu i potrošnju po osnovu zakonskih prava korisnika. Prema datoj podeli, ispostavlja se da država nema potpunu kontrolu svih izdataka, jer neki proizlaze iz prava, na primer, u slučaju socijalnog i zdravstvenog osiguranja. Slično, država ne može uvek uticati na kamatne stope po kojima se zadužuje, pogotovo u slučaju spoljnog duga. Sa druge strane, na visinu javnih izdataka za obrazovanje ili odbranu može direktno uticati. Stoga je od interesa prikazati strukturu javne potrošnje u članicama EU (Slika 2.3).



Izvor: autorski prikaz, na osnovu podataka preuzetih sa Eurostata.

**Slika 2.3** Struktura javne potrošnje za prosek članica EU u 1995. i 2014. godini

Na slici 2.3 su paralelno prikazani izdaci u 1995. godini, sa izdacima u 2014. godini, koji upućuju da iako postoje promene u potrošnji između analiziranih 20 godina, iste su politike javne potrošnje dominantne, odnosno periferne. Izdaci za socijalno osiguranje i zaštitu čine čak 34%, odnosno 36.7% ukupne javne potrošnje za prosek

članica EU. Slede ih izdaci za zdravstveno osiguranje, obrazovanje, javne servise, ekonomske odnose, dok su izdaci manji od 5% ukupne javne potrošnje upućeni ka kulturi, rekreaciji, religiji, odbrani, javnom redu i sigurnosti i zaštiti životne sredine.

Kako slika 2.3 upućuje na važnost javne potrošnje za socijalno osiguranje, zdravstvo i obrazovanje, dakle, politike koje predstavljaju okosnicu ovog rada, u nastavku će iskustva u vođenju svake od ovih politika biti detaljno analizirana. Radi preciznije analize i potencijalne sličnosti između zemalja koje čine jezgro EU, i zemalja koje su se priključile tokom “istorijskog proširenja” i nakon toga, analiza će bi podeljana u onu koja se odnosi na “stare članice EU”, emergentne ekonomije Evrope, a zatim će iste politike biti analizirane u zemljama Zapadnog Balkana, sa posebnim osvrtom na Srbiju.

## **1. Stare članice Evropske Unije**

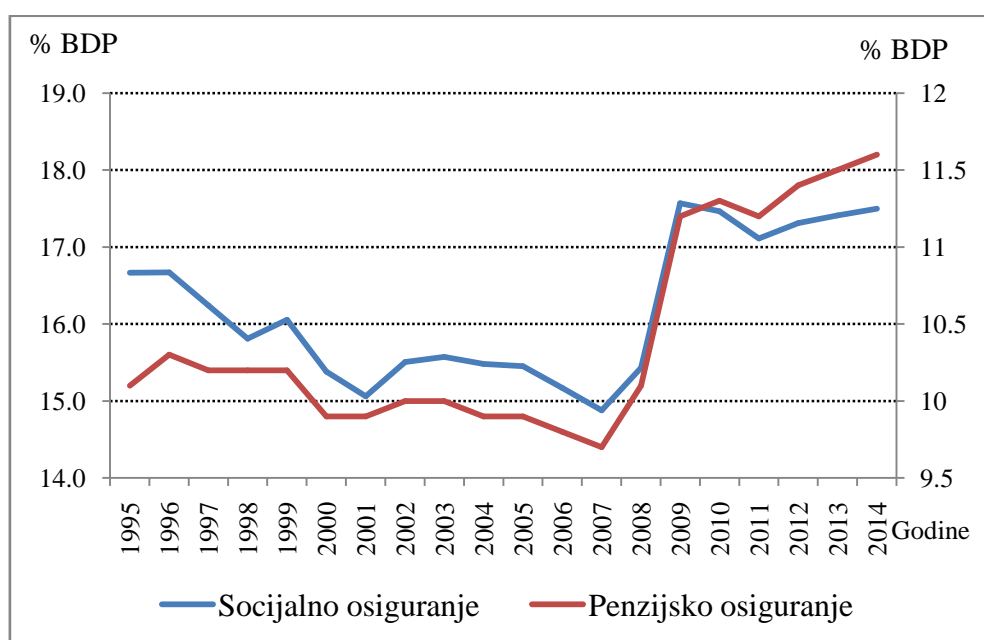
### **1.1 Iskustva u socijalnom osiguranju**

Socijalno osiguranje tradicionalno čini najveći deo ukupne javne potrošnje u EU, s obzirom na istorijsku usmerenost ka sistemima socijalne zaštite, obezbeđenju penzijskog osiguranja, osiguranja u slučaju nezaposlenosti, invaliditeta, materinstva, bolesti. Pored definisanog okvira na nivou EU, socijalno osiguranje je pokriveno zakonodavstvom svake zemlje članice EU. Stoga se u velikoj meri razlikuje po zemljama: u skandinavskim iznosi preko 20% BDP, dok na Kipru iznosi u proseku manje od 10% BDP.

Podaci ukazuju da su izdaci za socijalno osiguranje u ukupnoj javnoj potrošnji porasli sa 34% na 36.7% ukupne javne potrošnje, međutim, radi detaljnije analize, slika 2.4 prikazuje prosečno kretanje izdataka za socijalno osiguranje po godinama kao udeo u BDP. U periodu do 2007. godine, postojala je tendencija smanjenja udela socijalnog osiguranja u BDP sa 16.7% na 14.9% (primarna osa), nakon kojeg udeo socijalnog osiguranja u BDP raste i stabilizuje se na nivou od 17.5% BDP. Kako su izdaci za penzije najveći deo izdataka u okviru socijalnog osiguranja, na sekundarnoj osi su prikazani i prosečni izdaci za penzije, čije kretanje ima istu tendenciju. Pad od 1995. do 2007. godine sa 10.1% na 9.7 % BDP, a zatim nagli rast i postizanje nivoa od 11.6%



BDP u 2014. godini. S tim u vezi, promene u izdacima za penzijsko osiguranje i kretanje BDP u najvećoj meri opredeljuju kretanje ukupnih izdataka za socijalno osiguranje. Dodatno, porast penzija u BDP je bio brži od udela ukupnog socijalnog osiguranja, ukazujući da se nakon globalne krize penzioneri generalno bili u relativno boljem položaju usled diskrecionih mera koje su uticale na rast penzija kao deo programa stimulansa. Međutim, u poslednjim godinama, penzioneri ipak snose deo tereta krize na šta ukazuje zamrzavanje penzija u nekim zemljama starim članicama EU (Irska, Portugalija).



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.4** Kretanje prosečnih izdataka za socijalno i penzijsko osiguranje za članice EU u periodu 1995-2014

Analizom pojedinačnih politika javne potrošnje u evropskim zemljama, uočava se njihova diverzifikovanost. Stoga se ne može očekivati definisanost penzijskog sistema na jedinstveni način koji odgovara svim ekonomija (Evropska Komisija 2010). Naime, prosečni izdaci za penzije u posmatranom periodu u evropskim zemljama variraju od 5,4% BDP u Irskoj, sve do 15,1 % BDP u Italiji (slede Francuska sa 13,8% i Grčka sa 13,1 % BDP). Izdaci za penzije su uglavnom određeni odnosom zavisnosti starih (odnos osoba sa 65 ili više godina prema radnoj snazi, od 15 do 64 godina), koji

je u proseku najmanji u Irskoj i iznosi 16,5, a najviši u Italiji 30,1. U nekim evropskim zemljama, postoji dvostepeni sistem penzijskog osiguranja, u kom se osnovni nivo penzija obezbeđuje od strane države, dok se dopunske penzijske nadoknade ostvaruju na osnovu obaveznih individualnih aranžamana (Velika Britanija, Irska). Takođe, u Velikoj Britaniji postoji mogućnost dodatnog otvaranja ličnih penzijskih računa koja je moguća za vlasnike firmi. U drugim zemljama, na primer, nordijskim državama, obezbeđuju se penzije za sve građane iznad definisane starosne granice, što uzrokuje visoke izdatke za penzije (prosečni izdaci u nordiskim zemljama za period 1995-2014 iznose: Danska 12,1 % BDP, Švedska 12 % BDP, Finska 11,8 % BDP). Velikodušan sistem penzijskog osiguranja, zasnovan na javnom sistemu penzijskog osiguranja i dobrovoljnom privatnom osiguranju, karakteriše i Nemačku u kojoj je 12,8 % BDP namenjeno penzijskom osiguranju.

Međutim, u većini evropskih zemalja su sprovedene reforme penzijskog sistema, sa ciljem uspostavljanja održivog sistema sposobnog za suočavanje sa izazovima vezanim za duži životni vek, manji broj rođene dece, kao i rast broja otpuštenih radnika. Stoga su reforme penzijskog sistema najviše usmerene ka rastu starosne granice za penzionisanje, određivanju penzija na osnovu prosečne zarade u toku radnog veka, a ne na osnovu proseka zarada u godinama radnog staža sa najvišim zaradama, smanjenju penzija obezbeđenih od strane države u korist privatnih penzijskih fondova, i jačanju dobrovoljnih oblika penzijskog osiguranja. Takođe, reforme penzijskog sistema su povezane i sa načinom finansiranja tekućih penzija, te usmerenju ka penzijskim fondovima, za razliku od finansiranja tekućih penzija iz tekućih zarada. Stoga su u nekim zemljama EU sprovedene strukturne promene u smislu intergeneracijske ravnoteže, postepenim prelaskom sa sistema tekućeg finansiranja na kapitalizovani. Hibridni sistemi penzija, koji su delimično zasnovani na penzijskim fondovima su karakteristični za Španiju i Francusku.

Reakcija zemalja EU na navedene izazove penzijskog sistema, može se predstaviti zajedničkim ciljevima penzijskog sistema (OECD 2013):

1. Obuhvat penzijskog sistema;
2. Adekvatnost visine penzija;
3. Finansijska održivost;
4. Inicijativa;

5. Administrativna efikasnost;
6. Diverzifikacija izvora finansiranje (javnog vs. privatnog sektora).

Tabela 2.1 prikazuje koje od navedenih ciljeva, odnosno reformi su stare članice EU sprovele u periodu 2008-2013. Sve evropske zemlje imaju razvijen sistem obaveznog penzijskog osiguranja, pri čemu je intenzitet uloge države, naspram privatnog sektora različit, ali reformama penzijskog sistema u pravcu većeg *obuhvata* obezbeđeno je povećanje stope učešća u državnim penzijskim fondovima, jer su mnogi privatni fondovi bili oštećeni globalnom krizom (Austrija, Portugalija, Francuska, Velika Britanija). *Adekvatnost* visine penzija ide u pravcu generalnog smanjenja svih penzija u budućnosti. Navedeno je u nekim zemljama postignuto zamrzavanjem (Austrija), a u drugim indeksiranjem penzija. Takođe, penzije će biti značajno umanjene onima koji su tokom života zarađivali najviše - u Grčkoj je navedena redukcija čak 50%, a Portugaliji za 40%. Uspostavljanje *fiskalne održivosti* podrazumeva konsolidovanje penzijskog sistema shodno demografskim promenama, ali i promenama u ekonomskim i finansijskim parametrima. Navedeno se postiže simultanim reformama u smislu produžetka godina rada, veće štednje u periodu rada, smanjenjem *administrativnih troškova*, ali i redistribucijom i umanjnjem penzija. Cilj postavljen u vezi sa porastom *inicijative* se odnosi na ohrabrenje ljudi da rade duže i više štede dok su zaposleni. U tom pravcu su preduzete reforme u većini starih članica EU radi produženja životnog veka na 67 godina, a u nekim zemljama je dužina radnog veka određena i očekivanim životnim vekom u trenutku penzionisanja, na osnovu čije dužine se određuje produžetak radnog veka. Poslednji cilj u vezi sa *diverzifikacijom* sistema finansiranja penzija, usmeren je ka većoj ulozi privatnih kapitalizovanih sistema, u kojima je Velika Britanija najveći iskorak postigla u posmatranom periodu.

Međutim, među svim navedenim reformama, Irska i Grčka su sprovele najoštrije mere konsolidacije penzijskog sistema koje na dugi rok treba da obezbede fiskalnu održivost penzijskog sistema. Detaljnije, u Grčkoj je sprovedeno niz reformi, od indeksacije, određivanja penzija na osnovu prosečne zarade, a ne na osnovu poslednje zarade, ali i progresivno smanjenje penzija.

Pored sprovedenih reformi u zemljama starim članicama sa stanovišta postavljenih ciljeva u periodu 2008-2013, Tabela 2.1 prikazuje i najvažnije indikatore penzijskog sistema, u smislu udela izdataka za penzije u BDP, očekivanog životnog

veka, odnosa broja zaposlenih i penzionera i zakonskog okvira za broj godina potrebnih za odlazak u penziju (podaci se odnose na 2013. godinu). Već objašnjena razlika u izdacima za penzije postaje jasnija kada se sagledaju ostale determinante penzijskog sistema: očekivani životni vek nakon odlaska u penziju (u proseku je u pitanju 65 godina), najduži je u Francuskoj, Španiji i Italiji, preko 20 godina, dok je najmanji u Danskoj, 18.4 godina.

**Tabela 2.1** Sprovedene reforme i indikatori penzijskog sistema u starim članicama EU

Zemlje	REFORME						INDIKATORI				
	Obuhvat	Adekvatnost	Održivost	Inicijativa	Efikasnost	Diverzifikovanost	Penzije % BDP	Očekivani životni vek sa 65 godina	Broj pensionera/ broj zaposlenih	Min. godina za odlazak u penziju	
										Muškarci	Žene
Austrija	da	da	da				13.5	19.6	29.7	65	60→65
Belgija				da			10.0	19.4	29.6	65	65
Danska				da	da		12	18.4	29.9	65→67	65→67
Finska	da	da	da	da		da	11.8	19.6	30.6	65	65
Francuska	da	da	da	da			13.7	20.8	30	65→67	65→67
Nemačka		da	da	da			11.5	19.3	34.8	65→67	65→67
Grčka		da	da	da	da		13.1	19.2	31.7	67	67
Irska	da		da	da		da	5.4	19.1	19.4	66	66→67
Italija		da	da	da	da		15.4	20.3	34.5	66	62→66
Luksemb.	da		da	da			8	19.2	22.6	65	65
Holandija						da	12.5	19.2	27.3	65→67	65→67
Portugal.	da	da	da	da		da	12.3	18.9	30.1	65	65
Španija		da	da	da			9.3	20.4	27.9	65→67	65→67
Švedska		da	da	da	da	da	12	19.8	32.5	65	65
V.Britanija	da	da	da	da	da	da	11	19.3	28.9	65	60→65

Izvor: autorski prikaz na osnovu OECD (2013).

Najvažniji indikator se odnosi na odnos broja penzionera i zaposlenih koji je najveći u Nemačkoj i Italiji (preko 34%), a najmanji u Irskoj 19.4. Navedeno je izazov u Nemačkoj iz razloga što je državni penzijski sistem zasnovan u potpunosti na tekućem finansiranju, a određivanje visine penzija se vrši individualno na osnovu penzijskih “bodova”. Zbog nepovoljnog odnosa penzionera i zaposlenih, u slučaju nemogućnosti

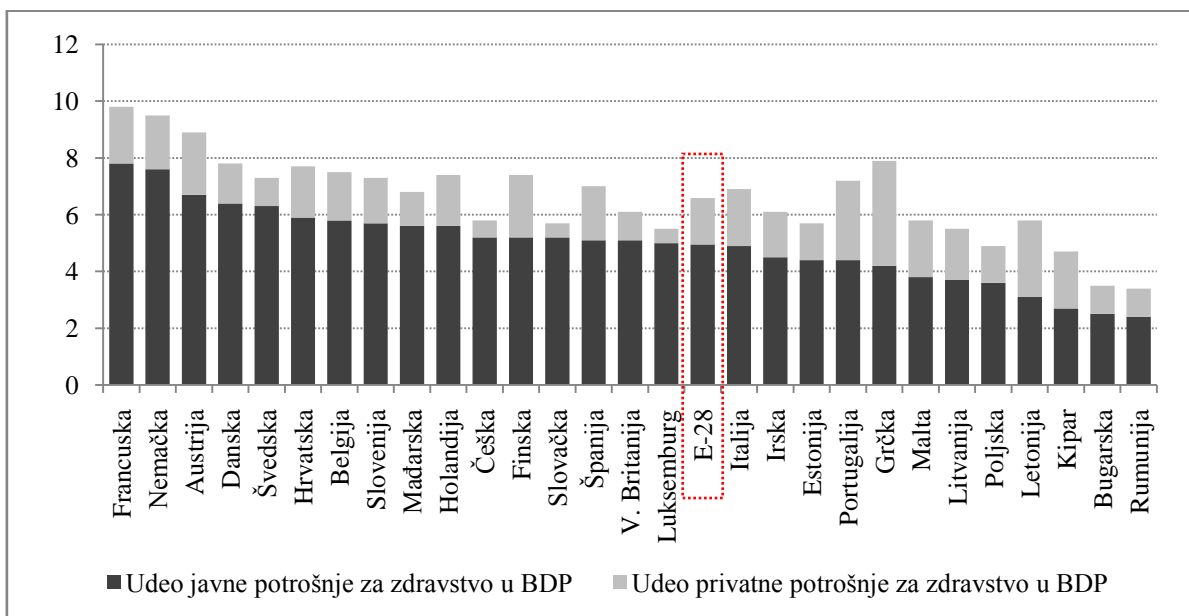
isplate očekivanih penzija, kompenzacija penzija pristiže iz socijalne pomoći. S obzirom na sličan problem u Italiji, penzijski sistem u ovoj zemlji je 2011. godine reformisan, tako što se doprinosi kumuliraju i uvećavaju u odnosu na stopu prinosa određenu rastom BDP. Nakon penzionisanja, akumulirani kapital se deli prema očekivanom životnom veku u momentu penzionisanja.

## 1.2 Iskustva u zdravstvenom osiguranju

Zajedno sa penzijskim osiguranjem, država obezbeđuje socijalnu sigurnost građana i putem zdravstvenog osiguranja. U nekim evropskim zemljama, uloga države u zdravstvu je visoko razvijena, u smislu da postoji obavezan javni sistem zdravstvenog osiguranja, dok je dobrovoljno osiguranje na početku razvoja. Naime, zdravstveno osiguranje je moguće da obezbeđuje kako javni, tako i privatni sektor, usled mogućnosti isključenja pri korišćenju zdravstvenih usluga, kao i postojanja rivaliteta. Stoga je sistem zdravstvenog osiguranja različito koncipiran u evropskim zemljama, ali najčešće pored minimalnog osnovnog nivoa zdravstvenog osiguranja, postoji i dopunsko, privatno osiguranje. U nekim zemljama, sistem zdravstvenog osiguranja je još kompleksniji i sastoji se iz više nivoa. Na primer, u Holandiji pored osnovnog zdravstvenog osiguranja postoji dopunsko osiguranje koje može pokrivati luksuzne potrebe, kao i posebno privatno osiguranje, najčešće korišćeno od strane dela stanovništva sa najvišim prihodima.

Članice Evropske Unije su u periodu 1995-2014 u proseku trošile 5,79 % BDP na zdravstvo u smislu javne potrošnje (deskriptivne statistike za udeo javne potrošnje za zdravstvo u BDP su date u Apendiksu, tabele 7a i 7b), dok, se dodatno trošilo 2,1 % BDP iz privatnih izvora. Stoga se u studiji OECD (2013) utvrđuje da je oko  $\frac{3}{4}$  izdataka za zdravstvo javnog karaktera u gotovo svim zemljama članicama EU. Međutim, u analiziranom periodu dinamika rasta javnih vs. privatnih izdataka se razlikuje. Slike 2.5 i 2.6 pokazuju udeo javne i private potrošnje u BDP u 1995. i 2014. godini, pri čemu su zemlje rangirane prema visini javnih izdaka u BDP. Slika 2.5 pokazuje da je udeo javne potrošnje u BDP iznosio preko 6 % BDP u Francuskoj, Nemačkoj, Austriji, Danskoj, dok su najniži izdaci, ispod 2,5 % BDP zabeleženi na Kipru, Bugarskoj i Rumuniji. Privatni izdaci za zdravstvo su najmanje izraženi u Češkoj, Slovačkoj, dok su najviši u

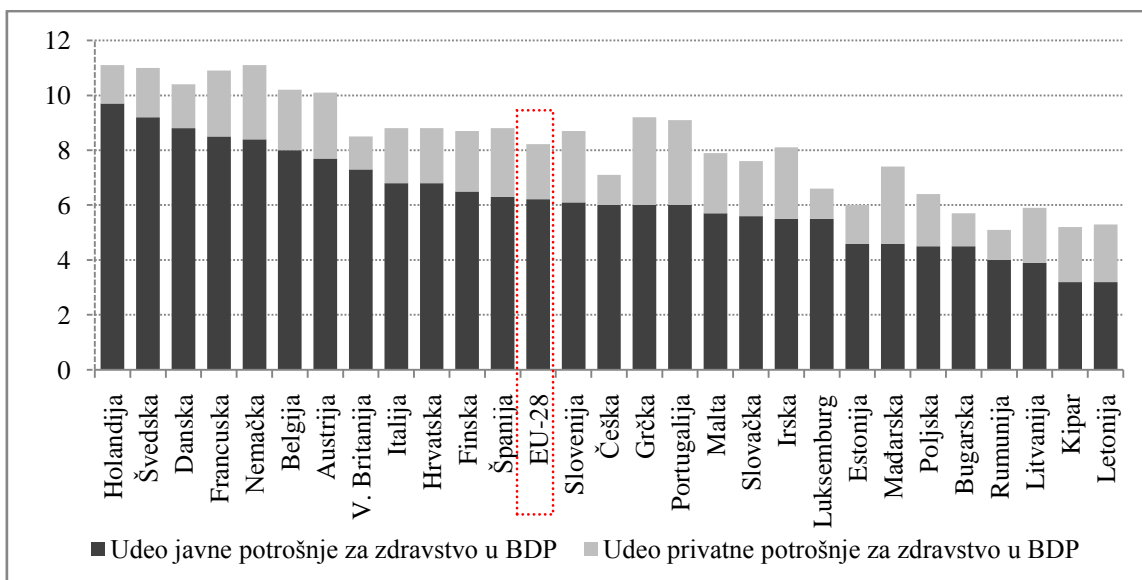
mediteranskim zemljama, Portugaliji, Italiji, Španiji i Grčkoj. Navedeno je posledica najvišeg odnosa zavisnosti od starog stanovništva u ovim zemljama, pri čemu se neminovno povećavaju ukupni izdaci za zdravstvenu zaštitu.



Izvor: Autorski prikaz na osnovu OECD.Stat.

**Slika 2.5** Udeo javne i privatne potrošnje za zdravstvo u BDP u 1995. godini u EU-28

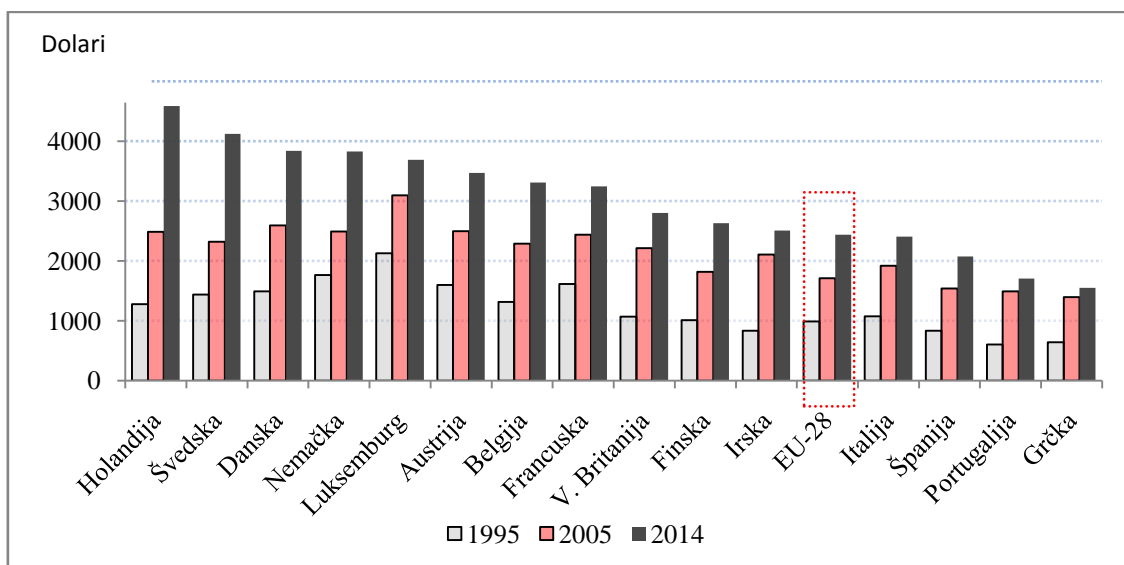
Slika 2.6 pokazuje da postoji realni prirast u troškovima za zdravstvo u periodu od 1995. godine do 2014. godine, kao posledica veće javne potrošnje, ali i izdašnije private potrošnje, pri čemu su faktori koji najviše doprinose rastu izdataka tehnološke promene i starenje stanovništva. Međutim, dinamika rasta se razlikuje zemlje, pa primat u smislu najvećih javnih (ali i ukupnih) izdataka u 2014. godini preuzimaju Holandija, Švedska, pored već utvrđene leaderske pozicije Danske, Francuske i Nemčke. Navedene zemlje alociraju više od 10 % BDP na zdravstvenu zaštitu, što upućuje na izrazitu heterogenost po zemljama članicama EU, jer zemlje koje najmanje izdvajaju za zdravstvo, troše ispod 6 % BDP na zdravstvo (i dalje su to Kipar, Bugarska, Rumunija, ali i Litvanija i Letonija). Dodatno, pomeranje prosečnih javnih i privatnih izdataka u levo, ukazuje na produblјivanje heterogenosti kroz vreme jer se sve više povećava broj zemalja članica EU ispod proseka EU-28.



Izvor: OECD.Stat.

**Slika 2.6** Udeo javne i privatne potrošnje za zdravstvo u BDP u 2014. godini u EU-28

Provera izdašnosti javnih izdataka za zdravstvo po zemljama jezgra EU, može biti sprovedena prikazivanjem visine izdataka za zdravstvo per capita (u dolarima, koristeći paritet kupovne snage). Navedeno je prikazano na slici 2.7, u tri odabrane godine: 1995, 2005, i 2014. godini, pri čemu su ekonomije sortirane na osnovu visine izdataka per capita u 2014. godini. Rezultati pokazuju da se u 1995. godini u proseku trošilo 986.713 dolara per capita, u 2005. godini, 1709.917 dolara, a u 2014. godini 2436.322 dolara. Ispostavlja se da Holandija, Švedska i Danska i per capita imaju najveće izdatke za zdravstvo, dok je Francuska koja je sa stanovišta udela javne potrošnje za zdravstvo u BDP bila rangirana kao četvrta ekonomija, sa stanovišta per capita izdataka postaje osma. Sa druge strane, Luksemburg koji je u smislu procenta izdataka za zdravstvo u BDP bio među zemljama koje su restriktivnije, u kontekstu izdataka per capita, zauzima petu poziciju. Mediteranske zemlje, sa druge strane, među zemljama starim članicama EU imaju najmanje izdatke za zdravstvo per capita, ispod proseka članica EU u svim analiziranim godinama.



Izvor: OECD.Stat.

**Slika 2.7** Per capita javna potrošnja za zdravstvo u 1995, 2005 i 2014. godini u starim članicama EU

Ispostavlja se da među starim članicama EU postoji heterogenost u visini izdataka za zdravstvo, koja je uzrokovana različitim opredeljenjima u trošenju koje je najizraženije u skandinavskim zemljama i zemljama centralne Evrope, dok je u mediteranskim zemljama ispod proseka EU, što predstavlja dublji problem usled većeg procenta starih u tim zemlja u odnosu na druge zemlje EU. Stoga se jaz u smislu viših potreba i manjih javnih izdataka za zdravstvo, u određenoj meri kompenzuje privatnim izvorima finansiranja.

Potpuniju sliku izdataka i uspešnosti politike zdravstva je moguće predstaviti i putem sledećeg, tabelarnog prikaza, u kom su pored veličine izdataka prikazani i rezultati, koji se najčešće mere na dva načina: očekivanom dužinom životnog veka i smrtnosti novorođenčadi. Sve zemlje stare članice EU, Svetska zdravstvena organizacija u saradnji sa Evropskom Komisijom klasifikuje kao zemlje sa visokim dohotkom, međutim, struktura ukupne potrošnje za zdravstvo i udela javne potrošnje, kao i rezultati prema kojima se meri uspešnost zdravstvenog sistema su heterogeni. U kontekstu per capita ukupne potrošnje za zdravstvo prednjače Danska i Luksemburg, dok se najveći udeo javne potrošnje u ukupnoj potrošnji za zdravstvo očituje u Danskoj (86%), a najveći izdaci za privatnu potrošnju u Portugaliji (32%). Pri analizi javne potrošnje za zdravstvo i njenog udela u BDP, samo Irska spada u grupu zemalja sa niskim izdacima



(ispod 5%), Luksemburg, Finska, Portugalija, Grčka, Italija i Španija spadaju u grupu zemalja sa srednjim izdacima, a stale zemlje imaju visoke izdatke za zdravstvo. Slična podela se dobija ukoliko se prati koliki deo ukupne javne potrošnje zemlje alociraju na zdravstvo.

**Tabela 2.2** Struktura potrošnje za zdravstvo i uspešnost politike zdravstva u starim članicama EU

Zemlje	Ukupna potrošnja per capita (dolari)	Struktura ukupne potrošnje za zdravstvo			Javna potrošnja za zdravstvo		Rezultati	
		% javne potroš.	% privatne potrošnje	% ostale potroš.	% u BDP*	% ukupne javne potr.**	Očekivana dužina života***	Smrtnost novorod. u 100.0000 beba****
Austrija	5.407	76%	15%	9%	9%	17%	80	5
Belgija	4.711	76%	20%	4%	8%	15%	80	5
Danska	6.304	86%	13%	1%	10%	16%	79	5
Irska	3.708	64%	15%	21%	5%	12%	80	3
Italija	3.032	78%	20%	2%	7%	14%	82	5
Finska	4.232	75%	19%	6%	7%	12%	80	8
Francuska	4.690	77%	7%	16%	9%	16%	81	8
Grčka	2.044	68%	30%	2%	6%	11%	80	2
Holandija	5.737	80%	6%	14%	10%	20%	81	9
Luksemb.	7.452	84%	11%	5%	6%	13%	81	17
Nemačka	4.683	76%	12%	12%	9%	19%	80	7
Portugalija	1.905	63%	32%	5%	6%	12%	79	7
V.Britanija	3.647	83%	10%	7%	8%	16%	80	12
Švedska	5.319	82%	16%	2%	8%	15%	81	5
Španija	2.808	74%	20%	6%	7%	15%	82	6

**Legenda:** \*: niska javna potrošnja za zdravstvo < 5%; srednja javna potrošnja za zdravstvo 6%-7%, visoka javna potrošnja za zdravstvo >8%. \*\*: niska javna potrošnja za zdravstvo < 14%; srednja javna potrošnja za zdravstvo 14%-15%, visoka javna potrošnja za zdravstvo >15%. \*\*\*: prosek za zemlje sa visokim dohotkom: 79. \*\*\*\*: prosek za zemlje sa visokim dohotkom: 10.

**Izvor:** autor, zasnovano na podacima iz Svetske zdravstvene organizacije (World Health Organization- WHO) 2014.

Međutim, podaci o rezultatima zemalja na području zdravstva, u smislu očekivane dužine života, ukazuju da sve zemlje ispunjavaju postavljeni cilj, u smislu 79 godina života za zemlje sa visokim dohotkom. U kontekstu drugog cilja, minimiziranja smrtnosti novorođenčadi, rezultati su preko postavljenog cilja u Velikoj Britaniji i Luksemburgu, dok su izuzetni rezultati postignuti u Irskoj i Grčkoj, u kojima su javni

izdaci za zdravstvo niski, a privatni postaju izdraženiji. Ispostavlja se da postavljeni ciljevi i postignuti rezultati nisu jednako senzitivni na promene u javnoj potrošnji za zdravstvo po zemlja, već pokazuju heterogenu evidenciju uspešnosti.

### **1.3 Iskustva u javnoj potrošnji za obrazovanje**

Počeci usklađivanja sistema obrazovanja na nivou Evrope datiraju još od 1976. godine kada je Evropska komisija zajedno sa Ministarstvima obrazovanja evropskih zemalja Rezolucijom postavila program aktivnosti u sistemu obrazovanja. Deklaracijom iz Študgarta 1983.godine, preložena je kooperacija između institucija visokog obrazovanja sa ciljem da se produbi informisanost o kulturi i istoriji Evrope, kako bi se postigao viši nivo svesnosti o pripadanju evropskoj zajednici. Zatim je Jedinostvenim evropskim aktom (Single European Act) iz 1986. godine inkluzija nacionalnih sistema obrazovanja u evropsku dimenziju postala neophodna. Međutim, ciljevi su uobličeni 1993. (od strane Evropske Komisije) sa idejom da se razvija kvalitet obrazovanja ohrabrujući saradnju između zemlja članica EU, podržavajući njihove aktivnosti, ali i u potpunosti poštujući nacionalne razlike pri organizovanju sistema obrazovanja, kao i kulturne i lingvističke razlike. Međutim, postojanje Evropske Unije i jedinstvenog tržišta, ukazuje na potrebu da se obrazovanjem pripreme budući zaposleni na širi socijalni i ekonomski prostor, ne nacionalni, nego na integraciju u evropski. S tim u vezi, i sistem obrazovanja je morao da pretrpi promene, zbog novih socijalnih, ekonomskih i kulturnih okolnosti. Obrazovni sistemi zemalja Evrope u svoj svojoj diverzifikovanosti, odgovorili su na nove okolnosti, najviše u kontekstu bilateralne saradnje. Bilateralna saradnja se ogleda prvenstveno u otklanjanju jezičkih barijera, ohrabrenju mobilnosti učenika i profesora, promovisanju razmene informacija, obezbeđenju pohađanja škola na daljinu.

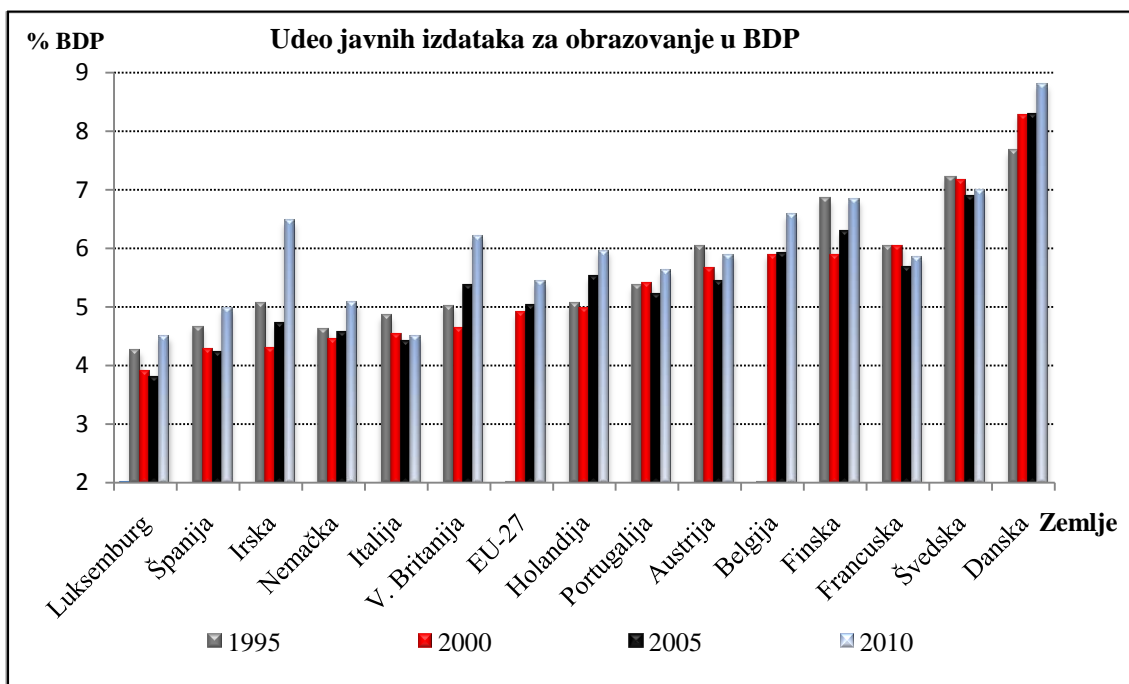
U okviru evropske dimenzije obrazovanja, postavljeni su sledeći ciljevi: jednakost mogućnosti za sve, razvoj osećaja odgovornosti za međuzavisnost evropskih zemalja, razvoj samostalnog mišljenja i odlučivanja, razvoj učenja kroz ceo život i praćenje razvoja i primena nove tehnologije. Takođe, ciljevi su i razvoj demokratičnosti, borba protiv nejednakosti, razvoj tolerancije i prihvatanje različitosti. Dodatno, sistem obrazovanja u Evropi nema tendenciju zamene ostalih nacija, nasuprot, cilj je razvoj nacionalnog identiteta i nadogradnja evropskom pripadnošću.

Iskustvo pokazuje da država koristi sva tri instrumenta javne potrošnje: regulaciju cena, univerzalnu potrošnju i delimično ili potpuno obezbeđenje dobara od strane države u slučaju obrazovanja u većini evropskih zemalja. Naime, osnovno i srednje obrazovanje se predominantno obezbeđuje od strane javnog sektora, dok se instrument univerzalne potrošnje primenjuje bar u slučaju osnovnog obrazovanja. U slučaju visokog obrazovanja je situacija komplikovanija, s obzirom da je uticaj privatnog sektora značajniji. Međutim, država u slučaju visokog obrazovanja u kom ima delimičnu ulogu, u cilju što ravnopravnije potrošnje deluje regulacijom cena, obezbeđujući stipendije.

Prosečni javni izdaci za obrazovanje u evropskim zemljama u periodu 1995-2014 se kreću u intervalu od 5 % BDP u 2000. godini do 5,7 % BDP u 2009. godini. Dakle, do 2000. godine zabeležen je pad udela državnih izdataka za obrazovanje u BDP, što može biti objašnjeno promenom državne uprave u zemljama jugo-istočne Evrope, koje su inicijalno imale veće državne izdatke usled činjenice da je država upravljala kompletnim sistemom obrazovanja. U periodu tranzicije, pomenute zemlje smanjuju potrošnju za obrazovanje usled sveobuhvatne reforme javnih finansija, a takođe, deo troškova obrazovanja biva finansirano od strane privatnog sektora. Dodatno, prosečno smanjenje izdataka za obrazovanje je posledica smanjenja ovih troškova u nordijskim zemljama, pre svega u Norveškoj i Finskoj, gde su državni rashodi za obrazovanje opali sa 8 (7,2) % BDP u 1991. godini na 6,74 (5,89) % BDP u 2000. godini usled potrebe za izlaskom iz visokih deficita sredinom 1990-tih godina (uslovljenim IT krizom). U periodu 2000-2007, javni izdaci postaju ujednačeni u proseku evropskih zemalja, na nivou od 5,1-5,2 % BDP, dok u periodu 2008-2014, beleže rast u svim evropskim zemljama.

Iako oscilacije prosečnih državnih izdataka za obrazovanje u posmatranom periodu čine maksimalnih 0,7 % BDP, analiza javnih izdataka za obrazovanje po zemljama upućuje na mnogo veća variranja. Slika 2.8 pokazuje kretanje javnih izdataka za obrazovanje po zemljama za 1995, 2000, 2005 i 2010. godinu za stare članice EU (bez Grčke). Zemlje su sortirane rastućim redosledom prema izdacima u 2000. godini (4,91 % BDP). Manje od proseka EU-27 na obrazovanje troše Luksemburg, Španija, Irska, Nemačka, Italija i Velika Britanija, međutim do 2010. godine Irska i Velika Britanija povećavaju potrošnju za obrazovanje iznad proseka EU. Slika pokazuje da

Danska najveći deo BDP odvađa za obrazovanje i da u većini zemalja postoji tendencija ka rastu izdataka za obrazovanje u periodu od 1995. do 2010. godine, sem u Italiji, Francuskoj i Švedskoj u kojima je zabeležen blagi pad udela izdataka za obrazovanje u BDP.

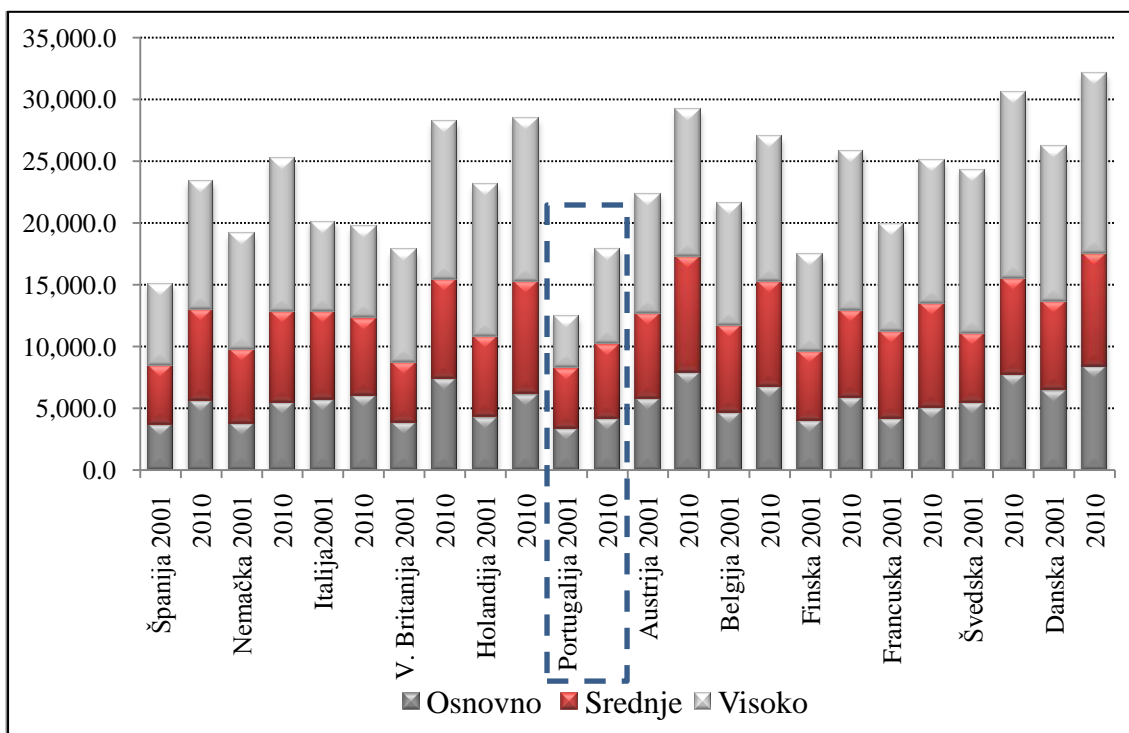


Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostata.

**Slika 2.8** Udeo javnih izdataka za obrazovanje u BDP u starim članicama EU

U nastavku se prikazuje struktura izdataka sa namerom da se utvrdi, koji izdaci dominiraju javnom potrošnjom za obrazovanje, kao i kako se menjaju kroz vreme. Različite strukture potrošnje za obrazovanje su posledica demografskih promena, različite dužine trajanja pojedinih nivoa obrazovanja po zemljama, kao i koliko godina traje obavezno obrazovanje. Slika 2.9 prikazuju javne izdatke po nivoima obrazovanja: osnovno, srednje i visoko obrazovanje u 2001. i 2010. godini po đaku/ studentu, u starim članicama EU za koje postoje raspoloživi podaci po nivoima obrazovanja u obe godine. Naime, potpunija slika se dobija tek kada se uzme u obzir broj đaka / studenata, kao i jedinični troškovi obrazovanja đaka / studenata. Naime, jedinični troškovi po đaku / studentu se u najvećem broju zemalja povećavaju ukupno (sem u Italiji), a povećavaju se i sa nivoom obrazovanja, pa su izdaci za visoko obrazovanje po đaku / studentu najveći. Dakle, državni izdaci za visoko obrazovanje u smislu funkcionisanja

visokoškolskih institucija i stipendija studentima čine najveći deo izdataka za obrazovanje. I u ovom slučaju je specifična situacija u Italiji, jer su po đaku / studentu isti jedinični troškovi bez obzira na nivo obrazovanja. Međutim, uočava se da ukoliko su zemlje sortirane po ranije utvrđenom redosledu u kom je kao kriterijum korišćen udeo izdataka za obrazovanje u BDP, izdaci po đaku / studentu, ne prate navedeni raspored. Naime, iako Portugalija odvađa za obrazovanje preko 5 % BDP što je iznad nivoa evropskog proseka, po đaku / studentu odvađa manje na svim nivoima obrazovanja, što može biti posledica veličine nacije. Dalje, u pojedinim zemljama se primećuje nagli rast izdataka na svim nivoima obrazovanja od 2001. do 2010. godine, što je posebno izraženo u Velikoj Britaniji i Finskoj.



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostata.

**Slika 2.9** Jedinični troškovi po đaku/student za tri nivoa obrazovanja u starim članicama EU

Postignuća u oblasti obrazovanja su u literaturi najčešće merena na dva načina, kao prosečan broj godina provedenih u školovanju ili kao udeo odraslih u ukupnoj populaciji koji su završili svaki nivo obrazovanja (International Standard Classification of Education - ISCED). Navedene mere su najčešće, ali ne obezbeđuju u potpunosti adekvatno poređenje između zemalja jer se baziraju na kvantitetu u obrazovanju, a ne na

kvalitetu. Stoga poređenja zasnovana samo na osnovnom (u nekim slučajevima i srednjem) obrazovanju nisu precizna mera, s obzirom da u većini evropskih zemalja najveći procenat populacije ima završenu osnovnu (ili srednju) školu. S tim u vezi, postignuća u obrazovanju se češće mere na osnovu poređenja procenta populacije sa završenim visokim obrazovanjem, što upravo prikazuje naredna tabela.

**Tabela 2.3** Procenat stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem u starim članicama EU u 2014. godini

Zemlje	Visoko obrazovanje	Bečelor	Master	Doktorat
V. Britanija	23.0	13.1	5.6	1.4
Francuska	22.9	6.1	9.0	1.1
Austrija	21.8	6.5	5.4	0.9
Irska	21.6	9.7	3.4	1.1
Finska	21.6	13.5	6.9	1.2
Portugalija	21.0	10.8	8.7	1.5
Danska	19.9	9.3	5.9	1.2
Španija	19.0	6.0	6.6	0.9
<b>EU-28</b>	<b>18.2</b>	<b>9.1</b>	<b>6.1</b>	<b>0.9</b>
Nemačka	17.2	10.2	5.8	1.2
Grčka	15.4	12.3	2.7	0.5
Švedska	14.7	4.2	6.5	1.3
Italija	13.5	7.1	5.5	0.7
Belgija	13.0	6.8	5.4	0.8
Holandija	9.5	6.1	2.7	0.7
Luksemburg	3.6	1.2	1.7	0.5

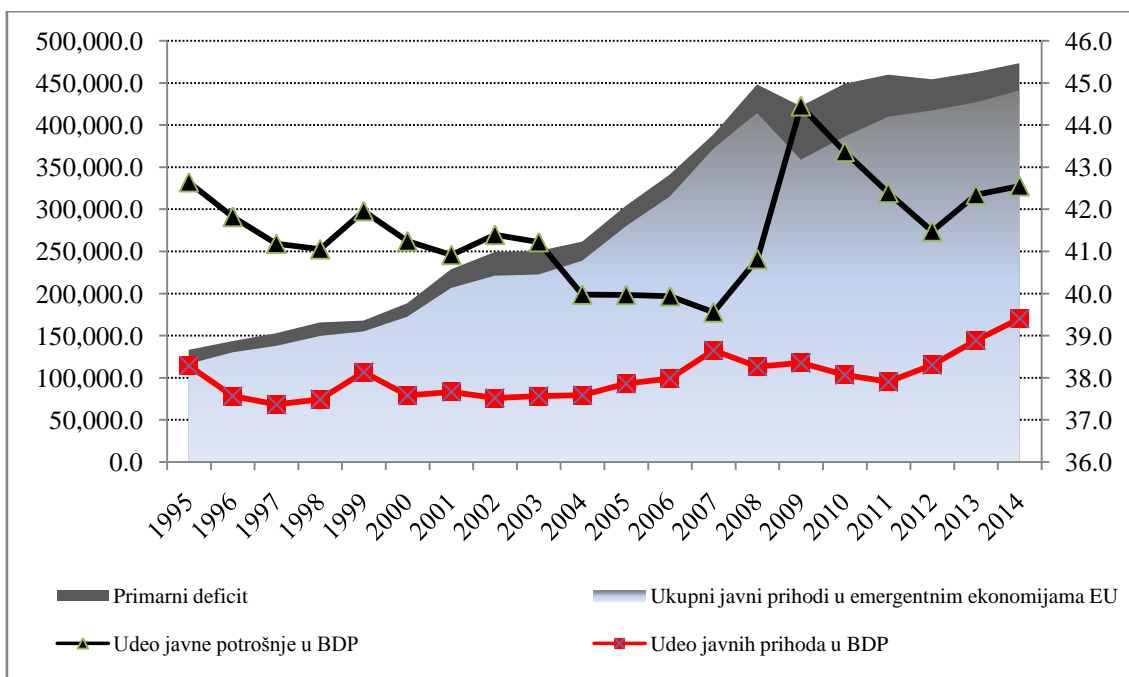
**Izvor:** autorski prikaz, na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

Udeo stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem u ukupnoj populaciji je za prosek EU 18.2%, stanovništva sa Bečelor diplomom 9.1%, sa masterom 6.1%, a sa doktoratom 0.9%. Međutim, u rezultatima prednjači Velika Britanija sa 23%, a zatim slede Francuska i Austrija. U ovim zemljama je uočeno dodatno ulaganje u obrazovanje u periodu nakon 2000. godine, pri čemu su se izdaci za obrazovanje po đaku/studentu približili izdacima u skandinavskim zemljama. Međutim, u ovim zemljama, iako su

izdaci za obrazovanje najizdašniji, rezultati ne zauzimaju liderske pozicije. Sa druge strane, najlošije performanse obrazovanja, mereno brojem visokoobrazovanih, pojavljuju se u Belgiji, Holandiji, Luksemburgu.

## 2. Emergentne ekonomije Evrope

Forma države i državni izdaci su često povezani. Totalitarističke zemlje su opredeljene ka većoj javnoj potrošnji, pa tako i izdašnjoj potrošnji za penzije, zdravstvo i obrazovanje što je bio slučaj sa zemljama istočne Evrope (emergentne zemlje Evrope) i zemljama bivšeg Sovjetskog bloka. Ove zemlje su sa padom komunizma i prelaskom na tržišnu ekonomiju smanjile nivo totalitarizma, a time i javne potrošnje, međutim, istorijske, kulturološke i ekonomske razlike su ostale. U nekim zemljama, pomenute razlike iščezavaju, dok u drugim i dalje predstavljaju osnovu za razlikovanje sistema javne potrošnje i pojedinačnih politika javne potrošnje. Radi detaljnije analize, prikazano je kretanje javne potrošnje i prihoda samo u emergentnim ekonomijama EU (slika 2.10).



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.10** Prosečna javna potrošnja i javni prihodi u emergentnim ekonomijama Evrope u periodu 1995-2014

Od 1995. godine udeo prosečne javne potrošnje u BDP za emergentne ekonomije Evrope opada sa 42.5% BDP na 39.6% BDP u 2007. godini, a zatim raste sve do inicijalnog nivoa. Tendencija kretanja je slična kao za sve zemlje EU (slika 2.1), međutim, evidentno je generalno manja javna potrošnja, u odnosu na prosek EU koja u pojedinim godinama postiže vrednosti i od 48% BDP. Oporezivanje je relativno stabilno, pa analizirano kao udeo u BDP, kreće se u intervalu 38.5-39.5% BDP. Međutim, analiza apsolutnih veličina u milionima evra ukazuje da 13 emergentnih ekonomija troši samo 1/15 ukupnih javnih izdataka na nivou EU. Takođe, uočava se da je prilagođavanje ukupne javne potrošnje smanjenim javnim prihodima od 2009. godine sprovedeno intenzivnije nego na nivou proseka EU (slika 2.1). Dakle, inicijalna analiza ukazuje da emergentne ekonomije Evrope oporezuju i troše manje delove BDP u odnosu na prosek EU, kao i da su u proseku finansijski disciplinovanije u odnosu na prosek EU.

Sa ciljem da se utvrdi, na koje konkretne politike javne potrošnje, emergentne ekonomije EU troše manje i čime je potrošnja uslovljena, sprovedena je sledeća analiza.

## **2.1 Iskustva u socijalnom osiguranju**

Slično podatku za prosek EU, emergentne zemlje Evrope, troše 36% ukupne javne potrošnje na socijalno osiguranje. Penzije, takođe, čine najznačajniji deo navedene potrošnje, premda postoje velike razlike po zemljama, od 7.1% BDP na Kipru, Litvaniji, Estoniji i Rumuniji do 12.1% BDP u Poljskoj. Međutim, slični izdaci za penzijsko osiguranje, ne znače direktno iste performanse. Naime, indikatori penzijskog sistema praćeni u grupi zemalja starih članica u slučaju emergentnih ekonomija EU imaju drugu dimenziju (Tabela 2.4).

**Tabela 2.4** Sprovedene reforme i indikatori penzijskog osiguranja u odabranim ekonomijama emergentne Evrope



Zemlje	REFORME						INDIKATORI				
	Obuhvat	Adekvatnost	Održivost	Inicijativa	Efikasnost	Diverzifikovanost	Penzije % BDP	Očekivani životni vek sa 65 godina	Broj penzionera/ broj zaposlenih	Min. godina za odlazak u penziju	
										Muškarci	Žene
Češka			da	da		da	8.3	17.1	25.3	66	66
Estonija		da	da	da	da	da	7.9	16.3	29.1	63	→63
Mađarska		da	da	da		da	10	16.1	27.2	62→65	62→65
Poljska	da		da	da		da	11.8	17.1	21.6	65→67	60→67
Slovačka			da		da	da	7	15.9	19.2	→62	→62
Slovenija			da	da			10.9	18.7	26.6	63→65	→61

**Izvor:** Autorski prikaz na osnovu podaka OECD (2013).

Iako je potrošnja u odabranim emergentnim zemljama EU slična potrošnji u starim članicama, očekivani životni vek sa 65 godina je manji, i nalazi se u interval od 15.9 godina u Slovačkoj do 18.7 godina u Sloveniji (u slučaju starih članica je 18.4-20.8 godina). Odnos zavisnosti pensionera je sličan prosečima starih članica, pri čemu je najnepovoljniji odnos zabeležen u Estoniji (29.1). Konačno, starosna granica za odlazak u penziju je, sem u Češkoj i Poljskoj, značajno niža od starih članica EU. Reforme penzijskog sistema su usmerene ka povećanju starosne granice, međutim, u nekim zemljama se tek kao cilj postavlja odlazak u penziju sa 62 ili 62, dok je u starim članicama cilj 67 godina.

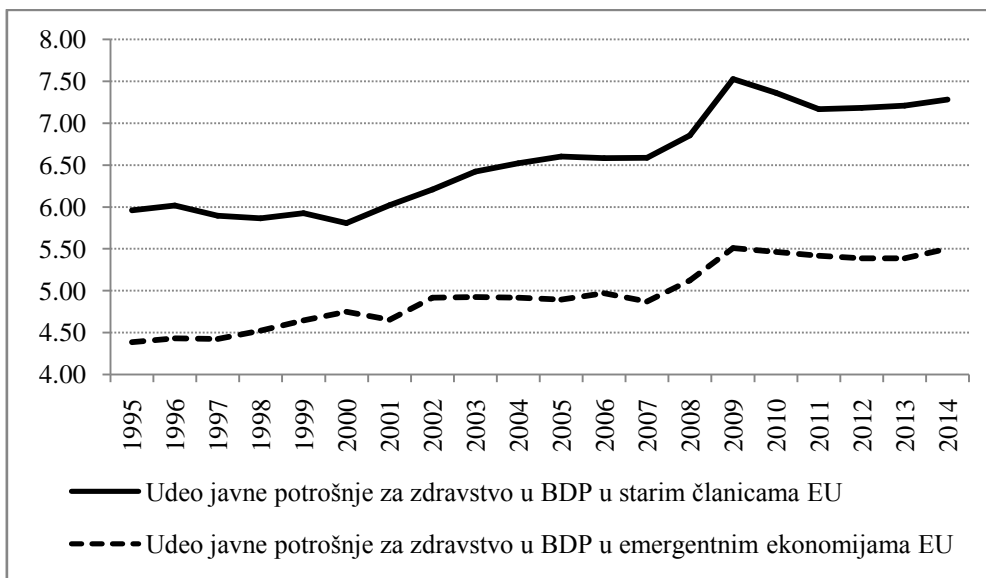
Sa stanovišta sprovedenih reformi, uočava se da su sve zemlje sprovodile reforme u pravcu održivosti, koja podrazumeva usklađivanje penzijskog sistema prema demografskim i ekonomskim promenama. Slovenija je zamrzla penzije, Češka je pored obaveznog državnog uvela i obavezno privatno osiguranje (međutim, u 2012. godini povukla je odredbu o *obaveznom privatnom* penzijskom osiguranju), u Estoniji je penzijski sistem reformisan u pravcu delimičnog prelaska na kapitalizovane fondove.

U periodu kada je u većini zemalja starih članica EU postojala tendencija ka diverzifikaciji izvora finansiranja, u Poljskoj i Mađarskoj je reforma sprovedena u suprotnom pravcu – mnoge privatne osiguravajuće kuće su zatvorene ili je njihova uloga značajno redukovana.

Dakle, iako se u penzijskim sistemima emergentnih ekonomija EU sprovode reforme, one i dalje u velikoj meri zaostaju za standardima postavljenim u starim članicama EU. Kao posledica, ni performanse programa javne potrošnje ne obezbeđuju jednako dobre rezultate, iako se za troši približno isti udeo BDP.

## **2.1 Iskustva u zdavstvenom osiguranju**

U analiziranom periodu, od 1995. godine prosek udela javnih izdataka za zdravstvo u BDP u emergentnim ekonomija EU u odnosu na stare članice je niži za 1.5 % BDP, upućujući da su emergentne ekonomije EU ipak u proseku trošile manje na zdravstvo od starih članica EU. Na slici 2.11 je prikazano da je isti raspon između izdataka dve grupe zemalja zadržan u poslednjih 20 godina, u smislu gotovo paralelnog rasta. Prosečni startni izdaci starih članica EU su iznosili 6 % BDP, dok su u poslednjoj analiziranoj godini iznosili 7,2 % BDP, dok su u grupi emergentnih ekonomija startni izdaci iznosili 4,4 % BDP, a u poslednjoj godini 5,5 % BDP. Isti trend u povećanju, a zatim smanjenju izdataka za zdravstvu kao posledica globalne krize se uočava kod obe grupe zemalja (doduše oštrije u starim članicama EU), pri čemu, se u obe grupe najveći prosečni izdaci pojavljuju 2009. godine. Detaljnije, združeni podaci OECD i Evropske Komisije ukazuju da je prosečno stopa rasta izdataka za zdravstvo za sve članice EU iznosila 4.6% BDP na godišnjem nivou u godinama od 2000. do 2009., što je dvostruko ili trostruko brži rast od prirasta dohotka u tim zemljama. Međutim, u 2010. godini je zabeležen pad izdataka za 0.6% (što je pri zabeleženi pad prosečnih izdataka za zdravstvo od 1975. godine), kao posledica obuzdavanja izdataka zarad pomoći u smanjenju fiskalnog deficita. Među emergentnim ekonomijama EU, najizraženiji pad izdataka za zdravstvo per capita u 2010. godini u odnosu na 2009. godinu je zabeležen u Estoniji za 7.3%, zatim u Letoniji i Češkoj za 4.8%, dok je u drugim zemljama došlo samo do usporavanja rasta izdataka, ali ne i pada. Smanjenje izdataka se odnosi na oblast prevencije bolesti i javno zdravlje, dok smanjenje potrošnje nije bilo na području nege akutnih stanja.

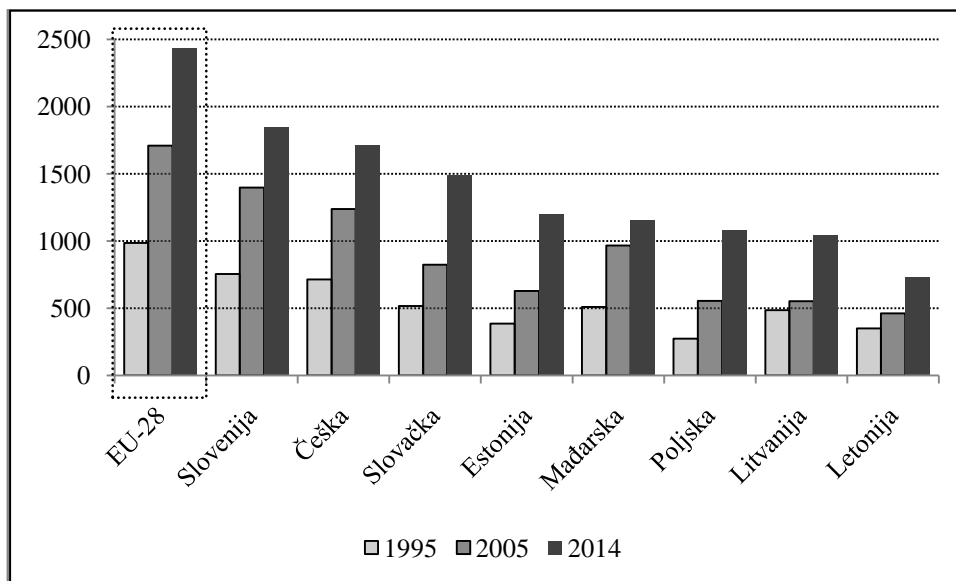


**Izvor:** autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.11** Komparacija dinamike rasta udela javne potrošnje za zdravstvo u BDP u starim članicama EU i emergentnim ekonomijama EU u period 1995-2014

Dodatno, slike 2.5 i 2.6 pokazuju da se manji izdaci za zdravstvo u većini emergentnih ekonomija ne kompenzuju povećanom privatnom potrošnjom, jer su generalno ukupni izdaci emergentnih ekonomija ispod proseka EU-28. Izuzeci u 1995. godini su Slovačka, Češka, Hrvatska, Slovenija i Mađarska, koje su se približile izdacima starih članica EU, shodno nasleđenom sistemu izdašnih izdataka za zdravstvo iz prethodnog režima (Slika 2.5). Do 2014. godine, navedene zemlje (sem Hrvatske) usled fiskalne konsolidacije nisu istom brzinom kao druge članice EU povećavale javne izdatke za zdravstvo, već su ih zadržale na nivou između 5,8 i 6 % BDP, što je vrednost ispod evropskog proseka u 2014. godini.

Manji javni izdaci za zdravstvo mereni relativno, u odnosu na BDP, provereni su kretanjem per capita izdataka u 1995, 2005, i 2014. godini u odabranim emergentnim ekonomijama (slika 2.12). Ispostavlja se da su izdaci per capita ispod proseka za EU-28, čak i u prvim godinama analize. Naime, analiza udela izdataka za zdravstvo u BDP u 1995. godini je ukazivala da su izdaci u Sloveniji, Češkoj, Slovačkoj bili iznad proseka EU-28, dok su u 2014. godini bili ispod proseka. Analiza izdataka per capita, ukazuje da su svi izdaci emergentnih ekonomija u svim godinama bili ispod proseka EU.



**Izvor:** autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.12** Per capita javna potrošnja za zdravstvo u 1995, 2005 i 2014. godini u odabranim emergentnim ekonomija EU

Najveći per capita izdaci za javnu potrošnju na zdravstvo su zabeleženi u Sloveniji, zatim Češkoj, Slovačkoj (slika 2.12), ali ukupni per capita izdaci su najizraženiji u Sloveniji, Kipru i Malti. Među emergentnim ekonomija EU, najveći udeo javne potrošnje za zdravstvo ima Češka (85%), a za privatno Kipar (42%). Ispostavlja se da su dominantno emergentne ekonomije EU u zoni niske javne potrošnje za zdravstvo, sem Češke, Slovačke, Malte, Hrvatske i Slovenije koje su u grupi srednje javne potrošnje za zdravstvo.

Ispodprosečna izdvajanja u emergentnim ekonomijama EU se reflektuje i u ispodprosečnim rezultatima (Tabela 2.5). Očekivani životni vek kao postavljeni cilj izdataka za zdravstvo od 79 godina se postiže samo u Kipru, Malti i Sloveniji, dok je minimiziranje smrtnosti novorođenčadi (manje od 10) postignuto samo u Češkoj, Malti, Poljskoj i Slovačkoj, dakle, samo su u Malti ispunjena oba cilja. U ostalim zemljama su rezultati različiti, ali najlošiji su u Letoniji, u kojoj je očekivani životni vek 72 godine, a smrtnost novorođenčadi 20 u 100.000 rođenih beba.

**Tabela 2.5** Struktura potrošnje za zdravstvo i uspešnost politike zdravstva u emergentnim ekonomijama EU

Zemlje	Ukupna potrošnja per capita (dolari)	Struktura ukupne potrošnje za zdravstvo			Javna potrošnja za zdravstvo		Rezultati	
		% javne potrošnje	% privatne potrošnje	% ostale potrošnje	% u BDP*	% ukupne javne potr.**	Očekivana dužina života***	Smrtnost nov. u 100.0000 beba****
Češka	1.432	85%	14%	1%	6%	15%	77	8
Estonija	1.010	80%	18%	2%	5%	12%	75	12
Hrvatska	908	82%	14%	4%	6%	15%	76	14
Kipar	1.949	49%	43%	8%	3%	7%	81	10
Letonija	792	57%	37%	6%	3%	9%	<b>72</b>	<b>20</b>
Litvanija	859	70%	29%	1%	5%	13%	73	13
Mađarska	987	64%	27%	9%	5%	10%	74	13
Malta	1.835	66%	32%	2%	6%	13%	80	8
Poljska	854	70%	23%	7%	5%	11%	76	9
Slovačka	1.326	71%	23%	6%	6%	15%	75	6
Slovenija	1.942	73%	12%	15%	6%	13%	79	18
Bugarska	516	56%	42%	2%	4%	12%	74	13
Rumunija	420	76%	22%	2%	4%	11%	73	<b>27</b>

**Legenda:** \*: niska javna potrošnja za zdravstvo < 5%; srednja javna potrošnja za zdravstvo 6%-7%, visoka javna potrošnja za zdravstvo >8%. \*\*: niska javna potrošnja za zdravstvo < 14%; srednja javna potrošnja za zdravstvo 14%-15%, visoka javna potrošnja za zdravstvo >15%. \*\*\*: prosek za zemlje sa visokim dohotkom: 79. \*\*\*\*: prosek za zemlje sa visokim dohotkom: 10.

**Izvor:** autor, zasnovano na podacima iz Svetske zdravstvene organizacije (World Health Organization- WHO).

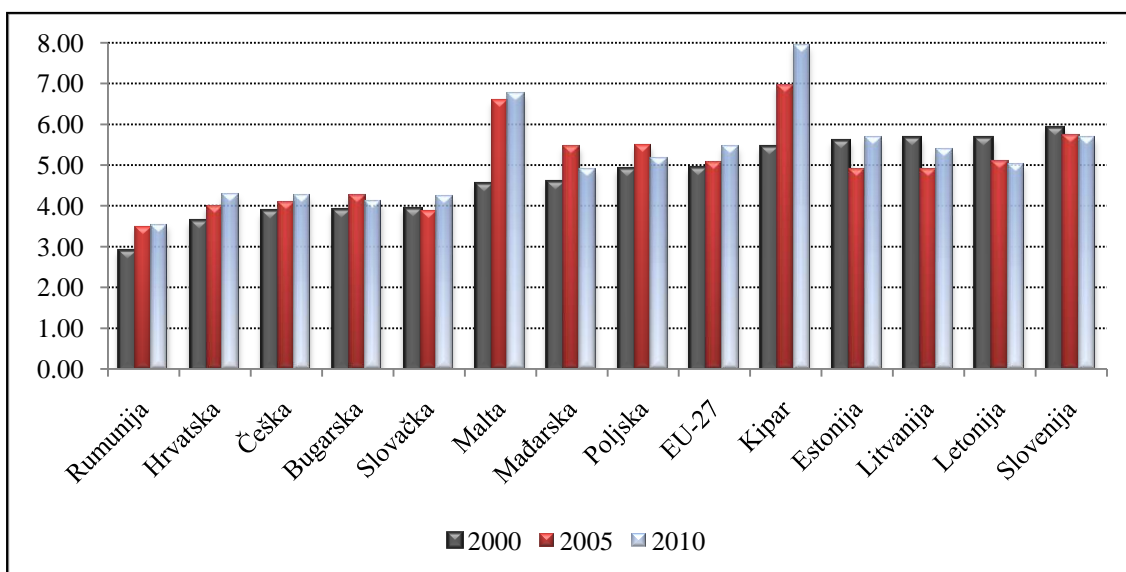
Drastično loše performanse u zdravstvu su zabeležene i u Rumuniji, u kojoj je očekivani životni vek 73 godine, a smrtnost novorođenčadi čak 27. Međutim, Bugarska i Rumunija, iako su članice EU i deo emergentnih zemalja Evrope, pripadaju grupi zemalja sa visokim-srednjim dohotkom, za razliku od svih ostalih zemalja EU koje su zemlje sa visokim dohotkom, pa su parametri putem kojih se mere rezultati politike zdravstva različiti. Naime, u zemljama sa višim-srednjim dohotkom, cilj kod očekivane dužine života je 72 godine, a kod smrtnosti novorođenčadi broj manji od 25. Ispostavlja

da drugi cilj Rumunija ne ispunjava, čak ni u uslovima smanjenih parametara usled manjeg dohotka u odnosu na druge zemlje EU.

### 2.3 Iskustva u javnoj potrošnji za obrazovanje

Analiza diskrecione državne politike usmerene ka obrazovanju u slučaju starih članica EU, pokazala je različitu strukturu, dinamiku, ali i performanse. Pretenduje se da se sprovede ista analiza ali za zemlje emergentne Evrope, kako bi se identifikovale sličnosti vs. razlike u vođenju i postignućima politike obrazovanja.

Slika 2.13 pokazuje dinamiku javnih izdataka za obrazovanje u BDP u zemljama emergentne Evrope, pri čemu su zemlje poređane prema rastućem redosledu izdataka u 2000. godini. Iako je potrošnja relativno stabilna po zemljama u posmatranom periodu, najmanje izdatke Rumunija alocira na obrazovanje, a najviše Slovenija. Dodatno, slika razdvaja zemlje u kojima je potrošnja za obrazovanje manja/veća u odnosu na prosek EU.



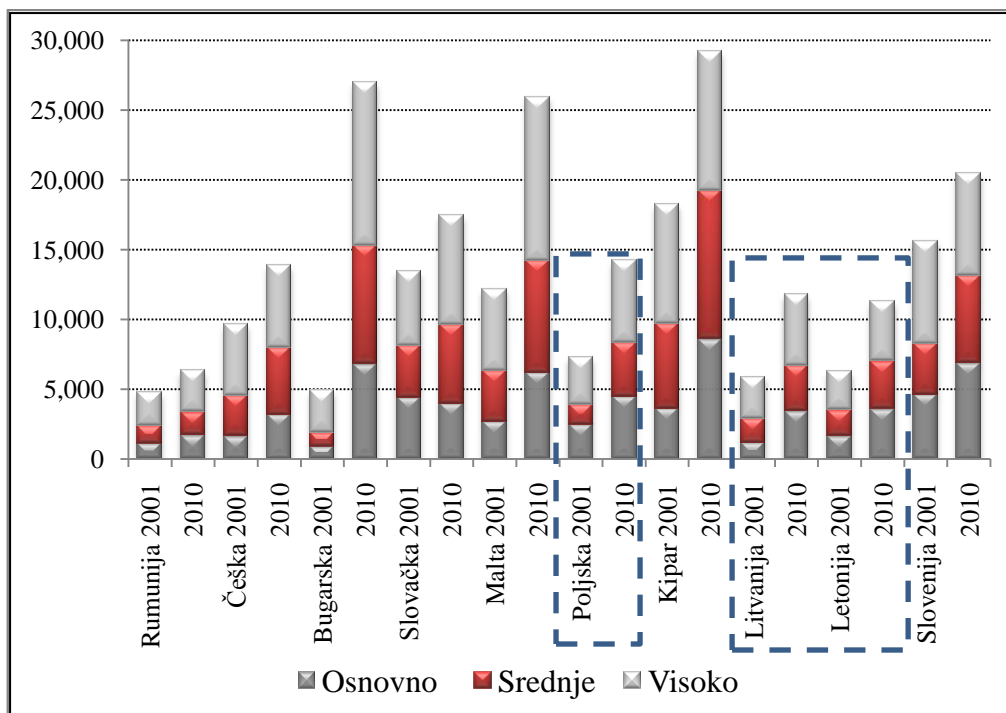
**Izvor:** autorski prikaz zasnovan na podacima preuzetim sa Eurostata.

**Slika 2.13** Udeo javne potrošnje za obrazovanje u BDP u 2000, 2005 i 2010. godini u emergentnim ekonomija Evrope

Najveće promene u pravcu rasta javne potrošnje za obrazovanje su se desile na Kipru (sa 4,5 na 7,92 % BDP) i Malti (sa 4,82 na 6,74 % BDP), dok je najviše opala potrošnja za obrazovanje u Mađarskoj (sa 6,61 na 4,88 % BDP), kao i u baltičkim zemljama. Rast ukupnih izdataka u Kipru i Malti je posledica većeg ulaganja u srednje i visoko obrazovanje - u Malti su rashodi za srednje obrazovanje porasli za približno 60%, a za visoko obrazovanje gotovo duplo, dok su na Kipru najviše porasli usled većeg ulaganja u visoko obrazovanje.

Na osnovu proseka za EU-27 i kretanja izdataka u emergentnim ekonomijama EU, generalno se može zaključiti da je u većini zemalja ukupno došlo do porasta javnih izdataka za obrazovanje na svim nivoima, međutim, da se za srednje obrazovanje troši najviše: 2,27 % BDP u 2001. odnosno 2,39 % BDP u 2010. godini. Najmanji izdaci za srednje obrazovanje su zabeleženi u Rumuniji 0,8 % BDP, a najveći u Litvaniji, 3,71 % BDP. Izdaci za osnovno i visoko obrazovanje su relativno ujednačeni (1,16 (1,24) % BDP za osnovno i 1,08 (1,26) % BDP za visoko u 2001. (2010.) godini).

Jedinični troškovi po đaku/studentu za svaki nivo obrazovanja, otkrivaju da rangiranje zemalja prema visini izdataka za obrazovanje, ne mora da bude adekvatno i u ovom slučaju (slika 2.14). Detaljnije, Litvanija i Letonija spadaju u grupu emergentnih ekonomija EU koje troše na obrazovanje veći procenat BDP u odnosu na evropski prosek, koje su međutim od 2001. do 2010. godine smanjile udeo BDP koji se odvaja za obrazovanje. Ispostavlja se da iako potrošnja po đaku/studentu raste u analiziranom periodu, ove zemlje troše relativno malo, slično potrošnji u Češkoj. Slična je situacija i sa Poljskom, pri čemu se razlog za male izdatke po đaku / studentu može tražiti u procesu obrazovanja u Poljskoj u kojem je uključeno više od 9 miliona učenika. Dakle, baltičke zemlje i zemlje jugoistočne Evrope imaju skromnije izdatke po đaku / studentu u odnosu na evropski prosek.



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostata.

**Slika 2.14** Jedinični troškovi po đaku/student za tri nivoa obrazovanja u emergentnim ekonomija EU

Konačno, performanse u obrazovanju ne zaostaju u velikoj meri za starim članicama EU, iako se do njih dolazi na osnovu manjih izdataka (Tabela 2.6). Najbolje rezultate, u smislu procenta stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem ima Litvanija i Slovenija, koje su istovremeno i zemlje u kojima se najveći deo BDP troši na obrazovanje u poređenju sa drugim emergentnim ekonomijama Evrope (ali su u slučaju Litvanije, jedinični trškovi na relativno niskom nivou!). Sa druge strane, u slučaju Letonije, ne dolazi do poklapanja između visine javnih izdataka za obrazovanje i procenta stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem (13.2).

**Tabela 2.6** Procenat stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem u emergentnim ekonomija Evrope u 2014. Godini



<b>Zemlje</b>	<b>Visoko obrazovanje</b>	<b>Bečelor</b>	<b>Master</b>	<b>Doktorat</b>
Litvanija	21.3	16.1	4.7	0.5
Slovenija	19.1	9.3	5.3	1.8
<b>EU-28</b>	<b>18.2</b>	<b>9.1</b>	<b>6.1</b>	<b>0.9</b>
Slovačka	17.6	8.3	8.2	1.1
Češka	16.9	9.2	6.9	0.8
Rumunija	16.8	10.1	5.9	0.7
Hrvatska	15.5	8.4	6.6	0.5
Malta	15.0	9.3	2.7	0.1
Poljska	14.4	11.9	6.3	0.4
Estonija	14.2	8.6	4.9	0.6
Bugarska	14.1	8.7	5.0	0.4
Letonija	13.2	7.7	3.2	0.4
Mađarska	10.3	6.1	2.9	0.3
Kipar	8.2	5.1	2.4	0.2

**Izvor:** autorski prikaz, na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

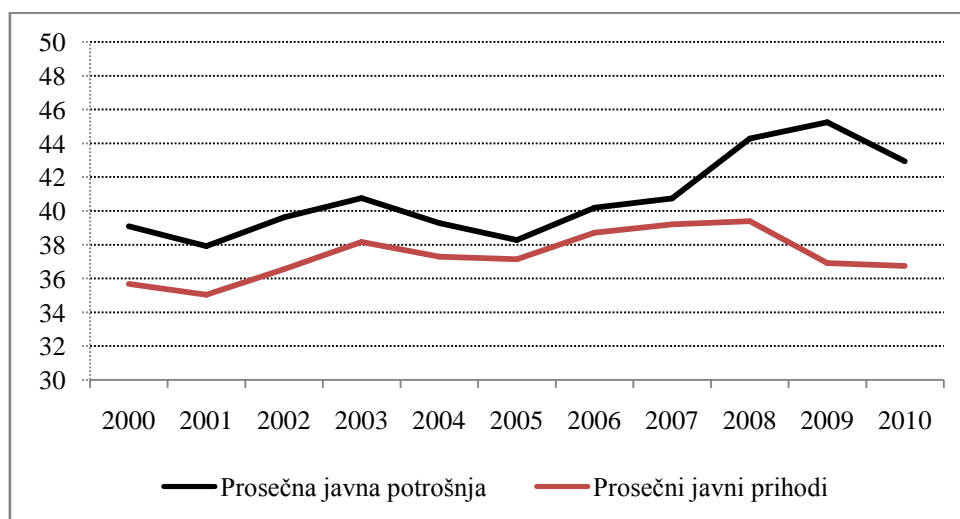
### **3. Zapadni Balkan**

Ekonomije Zapadnog Balkana, slično emergentnim ekonomijama Evrope, prošle su (odnosno još uvek prolaze), kroz dug i težak tranzicioni period, sa ciljem prilagođavanja novom okruženju, u smislu savrmenih funkcionisanja ekonomija. Nasleđeni dugovi koji datiraju još iz socijalističkog perioda, kao institucionalne i kulturološke specifičnosti koje su još uvek zadržane u nekim zemljama Zapadnog Balkana, predstavljaju izazov za prevazilaženje. Sličnosti i razlike u determinantama rasta u zemljama Zapadnog Balkana u odnosu na emergentne ekonomije Evrope su analizirane u radu Josifidis, Dragutinović Mitrović, Ivančev (2012), upućujući da osnovne razlike između grupa zemalja proizlaze iz stranih direktnih investicija i procesa pristupanja EU.

Na osnovu slike 2.1, primećuje se da su gotovo sve emergentne ekonomije EU u grupama sa zemljama starim članicama EU sa stanovišta visine njihovog prosečnog javnog duga i javne potrošnje, dok se od zemalja Zapadnog Balkana, samo Makedonija

nalazi u trećoj grupi sa niskim javnim dugom i niskom javnom potrošnjom. Albanija, Bosna i Hercegovina i Srbija, iako su zemlje sa relativno visokim javnim dugom, relativno malo troše. Dakle, ispostavlja se da su zemlje Zapadnog Balkana i dalje u proseku traganja za optimalnim nivoima javne potrošnje, ali i zaduživanja.

Slika 2.15 prikazuje prosečno kretanje udela javnih prihoda i javne potrošnje u BDP u 5 zemalja Zapadnog Balkana: Albaniji, Bosni i Hercegovini, Crnoj Gori, Makedoniji i Srbiji. Zapaža se da su prosečni javni prihodi u BDP imali tendenciju rasta od 2000. do 2008. godina, kao posledica ekonomske ekspanzije u datom periodu. Kako je udeo javne potrošnje u periodu 2000-2008 bio relativno stabilan, obezbeđeno je smanjenje fiskalnog deficita. Poboljšanje pozicije budžeta je nastalo i usled otpisa dela javnog duga u 2000. godine u Albaniji, Bosni i Hercegovini, Makedoniji, dok je otpis u Srbiji sproveden 2001. godine. Međutim, i pored poboljšanja u fiskalnoj politici u navedenom periodu, Zsoka Koczan (2015) ukazuje da ekonometrijske analize dovodi do zaključka da je potrošnja u zemljama Zapadnog Balkana bila manje odgovorna u odnosu na zemljama emergentne Evrope, i da su ponekad imale veću diskrecionu komponentu (na primer, u periodima izbora). Konačno, primećuje se da uticaj globalne krize nije toliko intenzivan kao u zemljama starim članicama, odnosno u zemljama emergentne Evrope, upućujući na manju finansijsku izloženost od pomenutih zemalja.



**Izvor:** autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.15** Javna potrošnja i javni prihodi u zemljama Zapadnog Balkana u periodu 2000-2008

Pojedinačna analiza javne potrošnje po zemljama, otkriva dominantnu ulogu države u Srbiji, Bosni i Hercegovini i Crnoj Gori, s obzirom na javnu potrošnju preko 43 % BDP, dok se u Albaniji i Makedoniji troši oko 32 % BDP. S tim u vezi, Albanija i Makedonija troše manje za sve namene, uključujući izdatke za penzijsko i zdravstveno osiguranje, kao i obrazovanje (Tabela 2.7). Sve analizirane zemlje spadaju u grupu zemalja sa srednjim višim dohotkom, tako da se mera uspešnosti politika, pre svega zdravstva, očituje u očekivanoj dužini života i smrtnosti novorođenčadi. Ispostavlja se da je prema oba kriterijuma, politika zdravstva uspešna, čak bolja u odnosu na pojedine zemlje emergentne Evrope.

**Tabela 2.7** Struktura javne potrošnje i parametri uspešnosti politika

Zemlje	Javna potrošnja	Zdravstvo	Obrazovanje	Penzije	Očekivana dužina života***	Smrtnost nov. u 100.0000 beba****
Albanija	32%	3.4%	2.6%	5.7%	-	-
Bosna i Hercegovina (up-mid)	49.4%	7%	4.8%	9.2%	76	9
Crna Gora	45.9%	5%	4.6%	9.2%	75	15
Makedonija (up-mid)	32.8%	5%	4.3%	9.8%	74	9
Srbija (up-mid)	43.8%	6%	3.55	12.9%	74	8

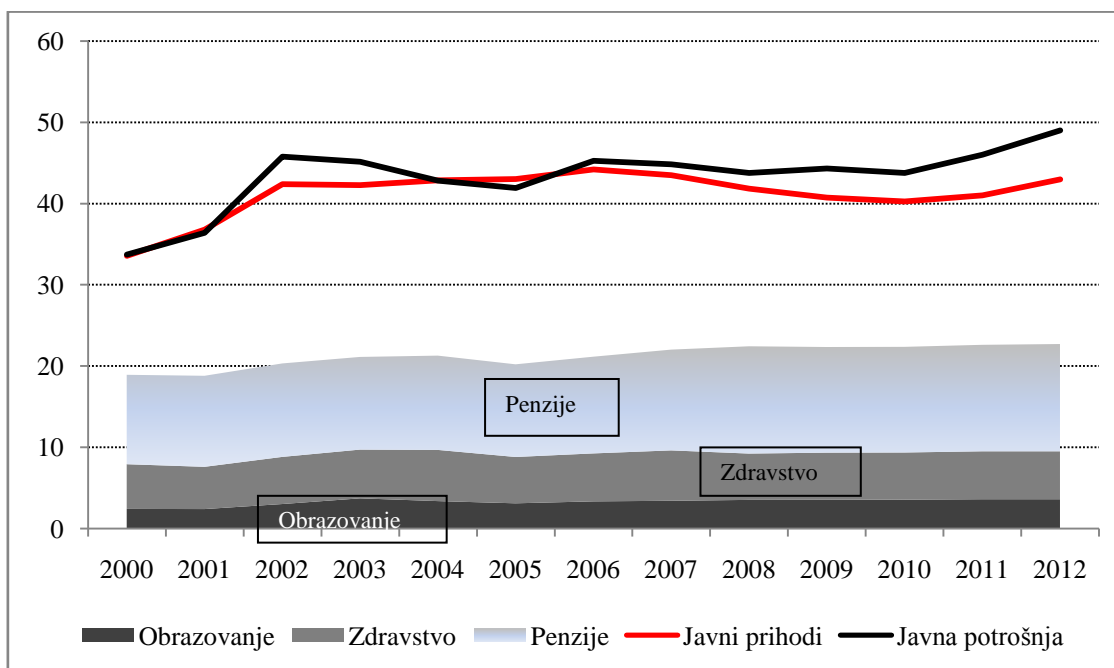
**Napomena:** prosek očekivane dužine života za grupu zemalja sa višim-srednjim dohotkom je 72, a smrtnost novorođenčadi 25.

**Izvor:** autorski prikaz, na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

#### 4. Javna potrošnja u Srbiji

Prosečna javna potrošnja u Srbiji u periodu 1995-2014, nalazi se ispod medijane koja razdvaja visinu javne potrošnje svih evropskih zemalja u navedenom periodu (Slika 2.1). Međutim, javna potrošnje u Srbiji je i dalje na relativno visokom nivou, oko 43 % BDP, upućujući na jaku ulogu države. Prema nekim ocena, reč je čak o „socijalnoj“ državi, s obzirom na činjenicu da se oko 13 % BDP odvaja sa socijalno osiguranje.

Međutim, slika 2.16 pokazuje da visoka javna potrošnja u periodu 2000-2012 nije rasla nesrazmerno u odnosu na javne prihode, čak je u 2005. godini, udeo javnih prihoda u BDP (43%), bio na višem nivou u odnosu na udeo javne potrošnje u BDP (41.9%). Međutim, nakon suficita od 1.1 % BDP u 2005. godini, do 2012. godine je usled javne potrošnje od 47.9 % BDP, došlo do produbljiivanja deficita na 7.8 % BDP. Pogoršanje fiskalne pozicije se ogleda u rastu penzija od 2008. godine i smanjenju carina, te smanjenju poreskih prihoda.



Izvor: autorski prikaz na osnovu podataka preuzetih sa Eurostat-a.

**Slika 2.16** Kretanje udela javne potrošnje (i njene strukture) i udela javnih prihoda u BDP u periodu 2000-2010 u Srbiji

Detaljna analiza dinamike rasta javnog duga je sprovedena u radu Arsić et al. (2012), dok je fiskalna stabilizacija u Srbiji analizirana u radu Arsić, Nojković i Randelović (2013), ukazujući da je fiskalni deficit u Srbiji strukturne prirode. Autori ukazuju da ekonomski oporavak ne može dovesti do značajnog smanjenja fiskalnog deficita u Srbiji, te je neophodno sprovesti mere fiskalne konsolidacije kroz značajno smanjenje javne potrošnje i manji rast poreza.

**DRUGI DEO – METODOLOŠKI ASPEKTI I EMPIRIJSKI  
REZULTATI**

### III POGLAVLJE – EKONOMETRIJSKI OKVIR

#### 1. Referentni metodski diskurs

Podaci panela predstavljaju kombinaciju uporednih podataka i podataka vremenskih serija. Reč je o obuhvatnijoj analizi koja u savremenoj literaturi sve više dobija na značaju, jer za razliku od podataka vremenskih serija ili uporednih podataka, objedinjuje prostornu i vremensku dimenziju. Dakle, podaci panela podrazumevaju veliki broj istih jedinica posmatranja u različitim vremenskim periodima.

Prve studije panela pojavljuju se 1960-tih godina i bile su zasnovane na hiljadama mikroekonomskih podataka koje su praćene u kratkom vremenskom periodu. Prvi raspoloživi podaci panela bili tabele Penn-Word-a koje su pokrivala različite individue, industrije i zemlje u određenom vremenskom intervalu (Phillips i Moon 2001). Takođe, od 1968. godine Institut za socijalna istraživanja na Univerzitetu u Mičigenu prikuplja različite socio-ekonomske i demografske varijable za 5000 porodica, u okviru studije Panel Study of Income Dynamics (PSID). Za razliku od prvih studija panela, zasnovanih na velikom broju jedinica posmatranja u kratkom vremenskom periodu (klasični – mikro paneli), u novijoj ekonometrijskoj literaturi (počeci se vezuju za 1990-te godine), usled dostupnosti podataka sa web-sajtova Svetske banke, Međunarodnog monetarnog fonda, Eurostata, i drugih, najnoviji metodi obuhvataju makroekonomske varijable u kojima je vremenska dimenzija relativno duga (makro paneli). Navedenu distinkciju između *mikro* i *makro* panela, uveo je Peter Pedroni, naglašavajući da postoje „dva sveta“ ekonometrije panela (detaljni uporedni prikaz je predstavljen u Tabeli 3.1).

Navedena podela s obzirom na prirodu podataka i dimenzije uzorka implicira različitost metoda njihovog obuhvata. U mikro panelima, u kojima je relativno kratka dimenzija  $T$ , pretpostavlja se homogenost, a individualni i vremenski efekti obuhvataju svu heterogenost, što može biti ocenjeno u okviru fiksne/stohastičke specifikacije (Hsiao 200, Baltagi 2005). Pri tome se najčešće koriste kovarijacioni metod i metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške.

**Tabela 3.1** Distinkcija između makro i klasičnih (mikro) panela

Specifičnosti	Makro paneli	Mikro paneli
$N$	Najčešće $N < 100$ (zemlje, regioni, itd.)	$N > 100$ , često $N > 1000$ (najčešće individue, preduzeća, domaćinstva)
$T$	Najčešće $T > 20$ (godišnji ili kvartalni podaci)	$T < 10$ , često još kraći period, $T < 5$ (godišnji podaci)
Pretpostavke	$N, T \rightarrow \infty$	$N \rightarrow \infty$
Parametri	Dozvoljena heterogenost između jedinica posmatranja	Pretpostavljena homogenost, dok individualni i vremenski efekti obuhvataju svu heterogenost
Karakteristike varijabli	Moguća nestacionarnost, strukturni lomovi, postojanje trenda	Stacionarnost
Endogenost	Najčešće postoji, ali nedostaju adekvatni instrumenti	Postoji, ali su instrumenti dostupni (uključujući vrednosti postojećih varijabli sa pomakom)
Zavisnost između uporednih podataka	Može se testirati i obuhvatiti	Pretpostavlja se nezavisnost između uporednih podataka
Metodi ocenjivanja	Metod grupnih sredina (MG); Metod združenih grupnih sredina (PMG); Metod potpuno modifikovanih najmanjih kvadrata (FMOLS); Metod zajedničkih korelisanih efekata (CCE)	Fiksna specifikacija (kovarijacioni metod); Stohastička specifikacija (metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške); Metod uopštenih momenata

**Izvor:** Prilagođeno na osnovu Eberhardth (2011).

Raznolikost ekonometrijskih metoda pri analizi fiskalne održivosti i efikasnosti upućuje na neophodnost razmatranja metoda koji obezbeđuju najpouzdanije ocene u ovoj disertaciji. Naime, metode sa homogenim regresionim parametara daju nekonzistentne ocene, ako su u stvarnosti ti koeficijenti heterogeni (Pesaran, Shin, i Smith 1999). Stoga je od izuzetne važnosti razmotriti metode koje mogu obuhvatiti navedenu heterogenost. Najčešće primenjivane metode koje su robusne na heterogenost regresionih koeficijenata u strukturnoj dimenziji, na autokorelaciju i na određene forme endogenosti su metod grupnih sredina (MG) i metod združenih grupnih sredina (PMG), razvijeni od strane Pesaran, Shin i Smith (1999). Osim navedenih, sve češće se koriste i modeli koji uzimaju u obzir postojanje zavisnosti između uporednih podataka (Bai and Ng 2004; Pesaran 2004; Baltagi, Bresson, Pirotte 2007). Dalje, značajan doprinos literaturi daje Pesaran (2006) definisanjem modela sa zajedničkim korelisanim

faktorima. Suština navedenog modela ogleda se u definisanju i kvantifikovanju heterogenog faktorskog opterećenja kao posledice delovanje neidentifikovanih šokova koji dovode do postojanja zavisnosti uporednih podataka, a koji nisu uključeni u model direktno, preko identifikovanih faktora (regresora). Modeli sa zajedničkim korelisanim efektima obuhvataju zavisnost uporednih podataka, a mogu biti specifikovani na više načina. Ukoliko su regresioni parametri homogeni uz heterogeno faktorsko opterećenje reč je o metodi združenih grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (eng. *Common correlated effects pooled - CCEP*). U slučaju da su i regresioni parametri i faktorsko opterećenje heterogeni, u pitanju je metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (eng. *Common corelated effects mean group - CCEMG*), dok metod proširenih grupnih sredina (eng. *Augmented Mean Group - AMG*) uključuje dinamički korelacioni faktor. U nizu radova, koristeći metode ocenjivanja modela sa zajedničkim korelisanim faktorima, doprinos literaturi dali su Coakley, Fuertes, Smith (2004); Eberhardt i Teal (2009); Eberhardt i Bond (2009); Eberhardt, Helmers, Strauss (2013); Neal (2015).

## 2. Izbor optimalnog modela panela

Izbor adekvatnog metoda ocenjivanja na osnovu veličine i karakteristika uzorka jedan je od ključnih uslova za donošenje relevantnih zaključaka. Detaljnije, u slučaju primene makro panela, na osnovu uputstava u radu Eberhardth (2011), specifičnosti dimenzija modela mogu biti sumirane na sledeći način (Tabela 3.2):

**Tabela 3.2** Uslovi za upotrebu makro panela prema dimenziji  $N$  i  $T$

$N < 100$	N dimenzija je važno da bude dovoljno <i>velika</i>	..., u suprotnom je treba tretirati kao sistem (na primer, VECM)
	N dimenzija je važno da ne bude previše <i>velika</i>	..., jer testovi u makro panelima podrazumevaju da približno jednake dimenzije, odnosno da $T/N \rightarrow \infty$
$T > 20$	T dimenzija je važno da bude dovoljno <i>velika</i>	..., kako bi se mogla obuhvatiti dinamička fleksibilnost
	T dimenzija je važno da ne bude previše <i>velika</i>	..., jer ju je onda moguće analizirati individualno, u okviru analize vremenskih serija

**Izvor:** Autor prema Eberhardth (2011).



Pored pravljenja razlike između klasičnih mikro panela i makro panela, uputno je naglasiti da treba razlikovati *balansirane* panele kod kojih postoje raspoloživi podaci za svaku od  $N$  jedinica posmatranja u svakom od ukupno  $T$  vremenskih perioda, od *nebalansiranih* panela, koje karakterišu nedostajući podaci.

Raznovrsnost specifikacija modela panela shodno raspoloživim podacima i cilju analize, proizilazi iz niza *prednosti* podataka panela u odnosu na podatke vremenskih serija i uporedne podatke. Mogućnost da se u jednom modelu uključi niz eksplanatornih varijabli, među kojima su i one koje variraju samo po jednoj dimenziji ( $N$  ili  $T$ ), bez svođenja na agregatni nivo, govori u prilog heterogenosti u modelu panela, što se smatra najvećom prednošću podataka panela.

**Prednosti** korišćenja podataka panela su sledeće. 1) Obezbeđuju “više informacija, više varijabilnosti, manje kolinearnosti između varijabli, više stepeni slobode i veću efikasnost” (Baltagi 2005). 2) Istovremeno se analizira struktura, dinamika i promene u strukturi tokom vremena (na primer, u analizi fiskalne održivosti, podaci panela obezbeđuju da se prouči dinamika, struktura i faktori koji opredeljuju (ne)održivost javne potrošnje, te bi rezultat bio znatno kompleksniji, shodno ekonomskoj stvarnosti). 3) Mere efekte koji nisu tako lako uočljivi pri korišćenju samo vremenskih serija ili uporednih podataka. 4) Koriste se kada se ne mogu primeniti klasične metode usled nedovoljne dužine vremenske serije ili broja uporednih podataka. 5) Izbegava se problem agregiranja, kao i problem izbora reprezentativnog perioda posmatranja. 6) Prednost modela panela se odnosi i na mogućnost dinamiziranja panela, što je često adekvatan pristup kako mikro, tako i makroekonomskih varijabli. 7) Podaci mikro panela obuhvataju i po nekoliko hiljada jedinica posmatranja što smanjuje mogućnost pristrasnosti koja bi nastala agregiranjem tih uporednih podataka. 8) Pojava multikolinearnosti je svedena na minimum u podacima panela jer sve eksplanatorne varijable variraju u vremenu i prostoru. 9) Makro paneli obezbeđuju u izvesnoj meri kontrolu heterogenosti u modelu (što omogućuje konzistentne ocene), dozvoljavaju nestacionarnost i potencijalnu kointegraciju između varijabli, kao i zavisnost između uporednih podataka koja može biti determinisana identifikovanim i neidentifikovanim faktorimazajedničkim za uporedne podatke u panelu.

**Ograničenja** modela panela nastaju kao posledica kompleksnosti modela, koja sa sobom nosi kompleksne probleme. Nekada savremeni modeli koji dozvoljavaju

heterogenost u većoj meri, ne mogu obezbediti adekvatnu ekonomsku interpretaciju. Posledično, problemi svojstveni svakoj dimenziji se pojavljuju i u podacima panela, pa se istovremeno može javiti kako autokorelacija, tako i heteroskedastičnost, ili recimo nestacionarnost i unakrsna korelacija između uporednih podataka u istom vremenskom periodu. Pored navedenih ograničenja ekonometrijske prirode, ograničenje podataka panela može biti tehničke prirode u smislu raspoloživosti podataka za svaku jedinicu posmatranja i sve vremenske periode.

## 2.1 Specifikacija

Opšta forma modela panela podrazumeva varijabilnost svih regresionih parametara, odnosno da je uticaj nezavisne promenljive na zavisnu različit za svaku jedinicu posmatranja i u svakoj vremenskoj jedinici:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it}, \quad (3.1)$$

gde je  $t$  oznaka za vremensku dimenziju ( $t = 1, 2, \dots, T$  perioda), a  $i$  se odnosi na strukturnu dimenziju, obuhvatajući  $N$  jedinica posmatranja ( $i = 1, 2, \dots, N$ ), pa je ukupna dimenzija panela  $NT$ . Zavisna promenljiva je predstavljena sa  $y_{it}$  (za  $i$ -tu jedinicu u periodu  $t$ ),  $\beta_{1it}$  je slobodni član koji varira po jedinicama i tokom vremena,  $\beta_{kit}$  je regresioni parametar,  $x_{kit}$  je  $i$ -ta vrednost  $\kappa$ -te objašnjavajuće promenljive ( $k = 1, 2, \dots, K$ ) u periodu  $t$ , a  $u_{it}$  je slučajna greška modela.

Opisani model ne može biti ocenjen, jer pod pretpostavkom da regresor za svaki uporedni podatak u svakom vremenskom trenutku ima različit uticaj na zavisnu promenljivu, postojao bi veći broj regresionih parametara (ukupno  $NTK$ ) nego što je ukupan broj podataka panela ( $NT$ ). Stoga, da bi se ocenio model opisan specifikacijom (3.1), neophodno je uvesti određena ograničenja na parametre, u smislu varijabiliteta regresionih parametara uz regresore i slobodnog člana, kao i definisati pretpostavke o slučajnoj grešci.

Moguće je koristiti sledeća ograničenja koja se odnose na slobodni član i regresione parametre (prema Hsiao 2003):

1. Slobodni član i regresioni parametri su konstantni po jedinicama i tokom vremena
2. Slobodni član varira po jedinicama, a regresioni parametri su konstantni
3. Slobodni član varira po jedinicama i tokom vremena, a regresioni parametri su konstantni
4. Svi koeficijenti variraju po jedinicama
5. Svi koeficijenti variraju po jedinicama i tokom vremena.

U nastavku će pretpostavke vezane za slučajnu grešku biti definisane shodno ograničenjima vezanim za konkretni model, koji proizlazi iz različitih ograničenja na parametre i metoda ocenjivanja.

*Slobodni član i regresioni parametri su konstantni po jedinicama i tokom vremena*

Specifikacija panela sa konstantnim parametrima podrazumeva da su slobodni član i regresioni parametri indiferentni na strukturne i vremenske uticaje ( $\beta_{kit} = \beta_k$  za svako  $k$ ), a da su sve varijacije po jedinicama i kroz vreme obuhvaćene slučajnom greškom modela. Takav model panela naziva se združenom (*pooled*) regresijom ili modelom sa konstantnim regresionim parametrima i sledećeg je oblika:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad (3.2)$$

dok u matricnoj formi glasi:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i,$$

gde je  $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ ,  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ ,  $\mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & X_{2i1} & \dots & X_{Ki1} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{1} & X_{2iT} & \dots & X_{KiT} \end{bmatrix}$ ,

$\mathbf{u}_i = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})$ .

Pretpostavke slučajne greške su:  $E(u_{it})=0$ , kao i  $E(u_{it}^2)=\sigma^2$ , nepostojanje heteroskedastičnosti i autokorelacije, nezavisnost po jedinicama posmatranja u istom vremenskom periodu, izostanak korelacije između slučajne greške i objašnjavajućih promenljivih. Rezultati ovako ocenjenog modela često pojavno daju ispravne rezultate,

u smislu značajnosti koeficijenata, očekivanog znaka, koeficijenta determinacije. Međutim, najčešće nije ispunjen osnovni uslov o konstantnosti regresionih parametara, niti sve pretpostavke o stohastičnosti slučajne greške, na šta može ukazati postojanje autokorelacije u modelu, kao indikator pogrešne specifikacije modela. Zato se u praksi češće koriste manje restriktivne forme modela panela, koje dopuštaju varijabilnost (heterogenost) nekih od parametara.

### 2.1.1 Heterogeni slobodni član i homogeni regresioni parametri

*Slobodni član varira po jedinicama, a regresioni parametri su konstantni*

*Model sa fiksnim individualnim efektima*

Specifikacija modela podrazumeva heterogenost u slobodnom članu, ali tako da obuhvata samo variranja po uporednim podacima, dok koeficijenti uz regresore ostaju konstantni kao u prethodnom modelu ( $\beta_{kit} = \beta_k$   $\beta_{1it} = \beta_{1i}$  za  $k=2, \dots, K$ ) Model je sledećeg oblika:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} . \quad (3.3)$$

Variranje slobodnog člana po podacima preseka je uključeno zbog postojanja takozvanih *individualnih efekata*,  $\mu_i$ . To su efekti promenljivih, koje nisu uključene u model, na varijacije zavisne promenljive po uporednim podacima. Dakle, takve promenljive variraju samo po jedinicama posmatranja ali ne i kroz vreme (individualne promenljive). Reč je o *modelu fiksnih individualnih efekata*, u kojem je heterogenost slobodnog člana  $\beta_{1i}$  direktno uključena u model i to kao zbir slobodnog  $\beta_1$  i  $\mu_i$ . Specifikacija modela sa fiksnim individualnim efektima, koristeći veštačke varijable preko kojih se oslikavaju variranja slobodnog člana za svaki uporedni podatak glasi:

$$y_{it} = \beta_{11}j_1 + \beta_{12}j_2 + \dots \beta_{1N}j_N + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} , \quad (3.4)$$

u kojem  $j_1$  ima vrednost 1 za  $i=1$ , dok je za ostale opservacije vrednost 0;  $j_2$  ima vrednost 1 za  $i=2$ , dok je za ostale opservacije vrednost 0;  $j_N$  uzima vrednost 1 za  $i=N$ , dok za ostale opservacije vrednost 0. U specifikaciji sa fiksnim individualnim efektima,

varijabilnost je direktno uključena u model putem veštačkih varijabli, pa se za njeno ocenjivanje koristi metod *najmanjih kvadrata sa veštačkim individualnim promenljivim* (*Least squares dummy variable model - LSDV*), ukoliko su ispunjene sve polazne pretpostavke modela. U matričnom obliku model glasi:

$$\mathbf{y}_i = \beta_{1i}\mathbf{j}_T + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i, \text{ odnosno,}$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{j}_T & 0 & \dots & 0 & \mathbf{X}_{.1} \\ 0 & \mathbf{j}_T & \dots & 0 & \mathbf{X}_{.2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \\ 0 & 0 & \dots & \mathbf{j}_T & \mathbf{X}_{.N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ \beta_{12} \\ \dots \\ \beta_{1N} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \dots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix},$$

gde je  $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ ,  $\mathbf{j}_T = (\mathbf{1}, \mathbf{1}, \dots, \mathbf{1})'$ ,  $\mathbf{u}_i = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})'$ .

Kennedy (2003) naglašava da se mnogi istraživači slažu da je postojanje heterogenosti po jedinicama posmatranja i posledično individualnih efekata očekivano, s obzirom na to da postoje i varijable koje utiču na zavisnu promenljivu, akojenisu mogle biti direktno uključene u model (jer se njihove vrednosti, ni efekti ne mogu opaziti).

#### *Model sa stohastičkim individualnim efektima*

Model polazi od stohastičke prirode individualnih efekata,  $\mu_i$ , kada oni postaju deo slučajne greške, dok slobodni član ostaje samo  $\beta_1$  i predstavlja prosečan uticaj. Takav model se naziva se *modelom sa stohastičkim ili slučajnim individualnim efektima* i ima sledeći oblik:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + u_{it}. \quad (3.5)$$

Stohastički individualni efekti su komponenta slučajne greške  $v_{it}$  ( $v_{it} = \mu_i + u_{it}$ ), pa se model može preformulisati u:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it}, \quad (3.6)$$

ili u matričnoj formi:  $\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + (\mu_i\mathbf{j}_T + \mathbf{u}_i) = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i$ .

Specifikacija modela panela u kojoj su uključeni stohastički individualni efekti se naziva još i modelom sa komponentama slučajne greške (eng. *Error Components Model*, Baltagi 2005).

*Slobodni član varira po jedinicama i tokom vremena, a regresioni parametri su konstantni*

*Model sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima*

Heterogenost koja je u prethodnim specifikacijama (fiksnoj ili stohastičkoj) bila dozvoljena samo u prostornoj dimenziji, može biti proširena i na heterogenost u vremenskoj dimenziji, formirajući vremenske efekte, po istoj logici. Vremenski efekti ( $\lambda_t$ ) izražavaju specifične efekte u svakom vremenskom trenutku, a invarijantni su na strukturne razlike. Dakle, reč je o faktorima koji nisu obuhvaćeni modelom, a utiču na varijacije zavisne promenljive kroz vreme, odnosno o efektima konstantnim po podacima preseka, a varijabilnim tokom vremena.

Fiksna specifikacija sa individualnim efektima proširuje se dodavanjem vremenskih efekata, dok koeficijenti nagiba ostaju konstantni. Dakle,  $\beta_{1it}$  je konstituisano na sledeći način:  $\beta_{1it} = \beta_1 + \mu_i + \lambda_t$ , a specifikacija *modela sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima* glasi:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad (3.7)$$

odnosno, u matricnoj formi:

$$\mathbf{y}_i = \boldsymbol{\beta}_{1it} \mathbf{j}_T + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i, \text{ odnosno: } \mathbf{y}_i = \boldsymbol{\beta}_1 \mathbf{j}_T + \mathbf{I}_t \boldsymbol{\lambda} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i,$$

gde je  $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_T)$ .

*Model sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima*

Analogno modelu sa stohastičkim individualnim efektima, u modelu sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima, vremenski efekti nisu fiksnog karaktera, već su obuhvaćeni slučajnom greškom. Tada kompozitna slučajna greška ima tri komponente:  $v_{it} = \mu_i + \lambda_t + u_{it}$ . Stoga, model glasi:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + \lambda_t + u_{it}, \quad (3.8)$$

odnosno, *model sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima*, koji se često u literaturi naziva i dvofaktorskim modelom sa komponentama slučajne greške, glasi:  $y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it}$ . U matričnoj formi, specifikacija glasi:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{\mu}_i \mathbf{j}_T + \mathbf{I}_t \boldsymbol{\lambda} + \mathbf{u}_i) = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i.$$

### 2.1.2 Heterogeni parametri

*Svi parametri variraju po jedinicama (i tokom vremena)*

Specifikacije sa fiksnim (stohastičkim) regresionim parametrima podrazumevaju da svi regresioni parametri (uključujući i one uz regresore) variraju po jednoj ili obe dimenzije. Dodaje se parametar  $\mu_{ki}$  na regresioni parametar  $\beta_k$ , tako da se novi regresioni parametar  $\beta_{ki} = \beta_k + \mu_{ki}$  se razlikuje po jedinicama posmatranja, a specifikacija *modela sa fiksnim regresionim parametrima* glasi:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \mu_{ki}) x_{kit} + u_{it}. \quad (3.9)$$

U slučaju da je varijabilnost regresionih parametara stohastičkog karaktera, reč je o modelu sa stohastičkim regresionim parametrima.

Proširenje u smislu uvođenja vremenskih efekata znači variranje (heterogenost) svih regresionih parametara po vremenskoj i strukturnoj dimenziji, pa se na  $\beta_{ki}$  dodaje i  $\lambda_{kt}$ . Dakle,  $\beta_{kit} = \beta_k + \mu_{ki} + \lambda_{kt}$ , a specifikacija glasi:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \mu_{ki} + \lambda_{kt}) x_{kit} + u_{it}. \quad (3.10)$$

Navedena specifikacija se često koristi kada je uzorak podataka panela takav da reprezentuje neku grupu zemalja (na primer, tranzicione zemlje, emergentne zemlje, EU-28, OECD), a ne slučajno izabranom uzorku zemalja. Ako su, međutim, jedinice iz populacije izabrane u uzorak slučajnim putem, potrebno je preći sa fiksne na stohastičku specifikaciju, po analogiji na prethodno definisane stohastičke specifikacije, kada individualni i (ili) vremenski efekti postaju deo kompozitne slučajne greške. Tada je reč o *modelu sa stohastičkim regresionim parametrima*<sup>1</sup>.

U slučaju modela sa fiksnim regresionim parametrima dozvoljena varijabilnost može dovesti prevelikog gubljenja stepeni slobode, budući da se ocenjuje veliki broj parametara. Tada je moguće preći na stohastičku specifikaciju u kojoj sve varijacije obuhvata kompozitna slučajna greška.

Razmatrana ograničenja na parametre predstavljaju osnovu analize podataka panela, jer pre svega obezbeđuju ocenjivanje modela uopšte (u tački 1.1 je objašnjeno zašto se model ne može oceniti bez ograničenja), a sa druge strane, model panela dobija na kvalitativnoj strani jer obuhvata realne uticaje eksplanatornih varijabli na zavisnu varijablu po strukturnoj i vremenskoj dimenziji, pa model panela postoje bliža slika stvarnosti.

## 2.2 Ocenjivanje

Od posebne važnosti pri modeliranju podataka panela je izbor odgovarajućeg metoda ocenjivanja u zavisnosti od (ne)ispunjenosti pretpostavki modela, od čega direktno zavisi pouzdanost zaključivanja. Budući da su u prethodnoj tački razmatrane alternativne specifikacije modela panela saobrazno uvođenju ograničenja na parametre, u nastavku će biti prikazani metod njihovog ocenjivanja.

Osnovni metod ocenjivanja modela sa konstantnim parametrima, u kojem slučajna greška obuhvata sve varijacije kroz vreme i prema uporednim podacima, jeste metod združenih običnih najmanjih kvadrata (eng. *Pooled Ordinary Least Squares Method - POLS*). POLS metod obezbeđuje nepristrasne i konzistentne ocene, samo

---

<sup>1</sup> Hsiao (2003).



ukoliko su uvedena ograničenja na parametre opravdana i sve polazne pretpostavke modela ispunjene. Polazne pretpostavke su:

- Slučajne greške su normalno distribuirane (sa srednjom vrednošću jednakom nuli i konstantnom varijansom:  $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ );
- Slučajne greške su nezavisne za različite opservacije:  $cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$  za  $i \neq j$ ,  $cov(u_{it}, u_{is}) = 0$ , za  $s \neq t$ ,  $cov(u_{it}, u_{js}) = 0$  za  $i \neq j$ ,  $s \neq t$ ;
- Eksplanatorne varijable nisu korelisane sa slučajnom greškom  $E(u_{it} X_i) = 0$ .

Primenom POLS metoda dobija se sledeća ocena:

$$\hat{\beta}_{POLs} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{kit} - \bar{x}_k) (x_{kit} - \bar{x}_k)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{kit} - \bar{x}_k) (y_{it} - \bar{y})' \right]. \quad (3.11)$$

Međutim, prezentovana ocena je često pristrasna jer u praksi pretpostavka o konstantnosti regresionih parametara najčešće nije ispunjena, što se odražava na narušenost polaznih pretpostavki o slučajnoj grešci modela. Radi rešenja navedenih problema, za ocenjivanje ovog modela češće se koristi metod uopštenih najmanjih kvadrata, ili se prelazi na druge forme modela panela sa manje restriktivnim pretpostavkama, kao što su modeli sa individualnim (i vremenskim) efektima.

## 2.2.1 Ocenjivanje modela sa individualnim (i vremenskim efektima)

### 2.2.1.1 Fiksna specifikacija

Za model specifikovan izrazom (3.3) važe pretpostavke koje se odnose i na model sa konstantnim regresionim parametrima, uz dodatni uslov da su slobodni članovi varijablina, koeficijenti nagiba konstantni::

- Slučajna greška ima normalnu rasporedu, sa očekivanom vrednošću  $E(u_i) = 0$ ;
- Slučajna greška je homoskedastična, odnosno  $E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_t$ ;
- Slučajne greške su nezavisne, za svako  $i \neq j$ , dakle  $E(u_i u_j') = 0$ ;
- Ekspanatorne varijable su nestohastičke i nisu korelisane sa slučajnom greškom  $E(u_{it} X_i) = 0$ .

Navedene pretpostavke važe i u slučaju modela panela sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima. Ako su fiksni efekti obuhvaćeni veštačkim varijablama, kao u specifikaciji (3.4), ocenjivanje se vrši metodom običnih najmanjih kvadrata, odnosno primenom LSDV metoda. Međutim, problem u primeni ovog metoda nastaje u slučaju kada je broj jedinica posmatranja veliki, što generiše dodatnih  $N-1$  veštačkih promenljivih. To dalje dovodi da gubljenja stepeni slobode, a moguća je i pojava multikolinearnosti. Problem se rešava centriranjem varijabli. Centriranje varijabli, koje je osnova kovarijacionog metoda, sprovodi se formiranjem odstupanja pojedinačnih vrednosti varijabli od njihovih individualnih proseka. Naime, polazeći od modela ranije definisanog u izrazu (3.7) i relacije koja predstavlja prosečne vrednosti  $i$ -tih opservacija tokom vremenskog perioda  $t$ :

$$\bar{y}_i = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k \bar{x}_{ki} + \bar{u}_i, \quad (3.12)$$

računanjem razlike između navedenih relacija dobija se transformisani model sledećeg oblika:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (\mu_i - \bar{\mu}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i), \quad (3.13)$$

gde je na primer, individualni prosek zavisne promenljive:  $\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}$ .

Ocenjivanje modela fiksnih individualnih efekata se dalje sastoji u primeni POLS metoda na transformisani model (3.13), odnosno kovarijacionog metoda. Centriranjem varijabli se eliminišu individualni efekti, jer je  $(\mu_i - \bar{\mu}_i) = 0$ , pa se transformisani model (38) svodi na sledeći oblik:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (u_{it} - \bar{u}_i). \quad (3.14)$$

a ocena glasi:

$$\hat{\beta}_{FE} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right]. \quad (3.15)$$

Ocena dobijena kovarijacionim metodom naziva se kovarijacionom ocenom ili *ocenom unutar grupa* (eng. *Within Group Estimate*), jer uzima u obzir samo varijacije unutar jedinica posmatranja (grupa), ali ne i varijacije između jedinica posmatranja (eng. *Between Group Estimate*). Navedeno se može smatrati nedostatkom kovarijacionog metoda, u smislu njegove informativnosti – ne daje potpunu informaciju koja se može izvesti iz empirijskih podataka.

Ukoliko je reč o modelu sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima, ocenjivanje se takođe može vršiti kovarijacionim metodom. Dakle, prvo se centriranjem eliminišu individualni i vremenski efekti, a zatim se na transformisani model primenjuje POLS metod, ili putem LSDV metoda. Obe metode daju identične ocene regresionih parametara uz objašnjavajuće promenljive.

#### **2.2.1.2 Stohastička specifikacija**

Nasuprot modelima sa fiksnim efektima gde je heterogenost obuhvaćena varijabilnim slobodnim članom, modeli stohastičkih efekata polaze od pretpostavke da ukoliko individualni i (ili) vremenski efekti postoje, a nisu direktno obuhvaćeni modelom, jer se možda ne mogu opaziti, onda oni pripadaju slučajnoj grešci modela. Iz tog razloga, pored ostatka slučajne greške, kompozitna greška sada sadrži i individualne i (ili) vremenske efekte (modeli slučajnih efekata su već specifikovani u relacijama (3.6) i (3.8)).

Polazne pretpostavke o slučajnoj grešci modela sa stohastički individualnim efektima odnose se na svaku komponentu posebno : individualnih efekata  $\mu_i$ , komponentu ostatka slučajne greške  $u_{it}$ , kao i kompozitnu slučajnu grešku  $v_{it}$ . Dodatne pretpostavke se uvode u vezi sa  $\lambda_t$  u slučaju da model sadrži i stohastičke vremenske efekte (Tabela 3.3).

**Tabela 3.3** Pretpostavke u modelu sa shohastičkim individualnim i vremenskim efektima

Komponente slučajne greške	$\mu_i$	$u_{it}$	$\lambda_t$	$v_{it}$
Normalna raspodela	$\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$	$u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$	$\lambda_t \sim N(0, \sigma_\lambda^2)$	$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$
Varijansa	$\sigma_\mu^2$	$\sigma_u^2$	$\sigma_\lambda^2$	$\sigma_v^2 = \sigma_u^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_\mu^2$
Nezavisnost komponenata $\mu_i, \lambda_t$ i $u_{it}$	$cov(\mu_i, u_{it}) = 0$ za $i \neq j$ $cov(u_{it}, \lambda_t) = 0$ za $s \neq t$ $cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ za $i \neq j$ $cov(u_{it}, u_{js}) = 0$ za $i \neq j, s \neq t$ $cov(u_{it}, u_{js}) = 0$ za $s \neq t$ $cov(u_{it}, u_{js}) = 0$ za $i \neq j, s \neq t$ $cov(\lambda_t, \lambda_s) = 0$ za $s \neq t$			$cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2$ za $i=j, s \neq t$ $cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ za $i \neq j, t=s$ i $i \neq j, s \neq t$
Kovarijansa kada su uključeni $\mu_i, \lambda_t$	$\sigma_v^2 = cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2$ , za $i=j$ i $t=s$ , $cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2$ , za $i=j$ i $s \neq t$ $cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\lambda^2$ , za $i \neq j$ i $t=s$ $cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ , za $i \neq j$ i $s \neq t$			
Parametri	<b>Slobodni član</b>		<b>Regresioni parametri uz regresore</b>	
Ograničenja na parametre	$E(\beta_{1i}) = \beta_1$ , a varijansa je: $v(\beta_{1i}) = \sigma_\mu^2$		$\beta_{kit} = \beta_k$	
Nezavisnost regresora i komponenata slučajne greške			$E(\mu_i X_{it}) = 0$ $E(\lambda_t X_{it}) = 0$ $E(u_{it} X_{it}) = 0$	

**Izvor:** autorski prikaz.

Većina pretpostavki su klasične pretpostavke u ekonometrijskom modeliranju (normalna raspodela, nepostojanje autokorelacije, homoskedastičnost, nestohastičnost). U skladu sa specifičnostima panela i kompozitne greške, uvode se i dodatne pretpostavke za svaku komponentu slučajne greške i za ukupnu kompozitnu slučajnu grešku. Važna pretpostavka je da su kompozitne slučajne greške  $v_{it}$ , korelisane za iste jedinice posmatranja u različitim periodima ( $cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2$ , za  $i=j, s \neq t$ ). Drugim rečima, korelacija tokom vremena ne jenjava, već je konstantna - korelacioni koeficijent

je  $\varphi = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2)$ . Ovaj koeficijent je mera relativnog udela varijanse individualnih efekata u ukupnoj varijansi slučajne greške  $v_{it}$ . Iz navedenog razloga, primena POLS metoda na ovaj model daje neefikasne ocene. Standardna procedura ocenjivanja modela sa stohastičkim individualnim (i vremenskim efektima) je metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (eng. *Random Effects (Error Components) Generalized Least Squares Method – REGLS ili ECGLS*). Ocena po ovom metodu je efikasna i konzistentna, ukoliko su ispunjene polazne pretpostavke. Navedena ocena je efikasna i u odnosu na ocenu modela fisknih efekata, jer obuhvata ne samo varijacije unutar grupa, već i one između grupa<sup>2</sup>. Ocene unutar grupa ( $\beta_{FE}$ ) dobijene kovarijacionom metodom, imaju formu koja je definisana u relaciji (38), dok ocene između grupa ( $\beta_{BE}$ ) imaju sledeći oblik:

$$\left( \bar{y}_i - \bar{y} \right) = \sum_{k=2}^K \beta_{\kappa} (\bar{x}_{ki} - \bar{x}_k) + (\bar{u}_i - \bar{u}), \quad (3.16)$$

pa objedinjujući pomenute dve ocene, ocene po metodu REGLS imaju sledeću formu:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \theta (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \times \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' + \theta (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right]. \quad (3.17)$$

REGLS metod pri ocenjivanju koristi pondere koji se dobijaju inverzijom varijansi komponenata slučajne greške. Naime, kovarijaciona matrica kompozitne slučajne greške  $v_{it}$  u slučaju postojanja stohastičkih individualnih efekata ima specifičnu strukturu:

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2 & \sigma_{\mu}^2 & \dots & \sigma_{\mu}^2 \\ \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2 & \dots & \sigma_{\mu}^2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu}^2 & \dots & \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} =$$

<sup>2</sup> Detaljni prikaz metoda ocenjivanja u slučaju kompozitne slučajne greške nalazi se u radovima Matyas i Sevestre (1996), Baltagi (2005), Dragutinović Mitrović (2005).

$$= \sigma_{\mu}^2 \mathbf{j}_T \mathbf{j}_T' + \sigma_u^2 I_T = (T \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2) \frac{\mathbf{j}_T \mathbf{j}_T'}{T} + \sigma_u^2 \left( I_T - \frac{\mathbf{j}_T \mathbf{j}_T'}{T} \right) \quad (3.18)$$

gde je  $\mathbf{j}_T \mathbf{j}_T'$  matrica dimenzije  $T \times T$  sa elementima jednakim jedinici,  $I_T$  jedinična matrica, dimenzije  $T \times T$ .

Kovarijaciona matrica za svih  $NT$  podataka glasi (vandijagonalni elementi su jednaki 0, a na glavnoj dijagonali su jednaki  $\Omega_i$ ):

$$\Omega = I_N \otimes \Omega_i. \quad (3.19)$$

Nakon nekoliko transformacija matrice (3.18), moguće je izvesti matricu kovarijansi i varijansi slučajne greške u sledećoj inverznoj formi:

$$\Omega_i^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left( I_T - \frac{\mathbf{j}_T \mathbf{j}_T'}{T} \right) + \frac{1}{T \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2} \frac{\mathbf{j}_T \mathbf{j}_T'}{T}, \quad (3.20)$$

na osnovu kojih je moguće izvesti ponder  $\Theta$ :

$$\Theta = \frac{\sigma_u^2}{T \sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2}. \quad (3.21)$$

Dakle, dobijeni ponder služi za transformisanje modela množenjem svih promenljivih sa  $\sigma_u^2 \Omega^{-1}$ , da bi se u drugom koraku na transformisani model sa stohastičkim individualnim efektima primenio POLS metod i obezbediti efikasne ocene. Nakon transformacije, model ima sledeću formu:

$$y_{it} - (1 - \sqrt{\Theta}) \bar{y}_i = \sqrt{\Theta} \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k (x_{kit} - (1 - \sqrt{\Theta}) \bar{x}_{ki}) + w_{it}, \quad (3.22)$$

u kome je slučajna greška  $w_{it}$  dobijena navedenom transformacijom kompozitne greške  $v_{it}$ . U opisanom dvostepenom postupku dobija se REGLS ocena:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y. \quad (3.23)$$

Vrednost pondera  $\Theta$  u velikom meri određuje dobijene ocene. Prema Baltagi (2005), ukoliko je  $\Theta=1$ ,  $\sigma_{\mu}^2=0$ , REGLS ocene svode se na ocene POLS. Ukoliko je,

pak,  $\Theta=0$ , REGLS ocene su jednake kovarijacionim ocenama, pa se model sa stohastičkim efektima svodi na model sa fiksnim individualniefektima. Drugim rečima, ukoliko  $\theta \rightarrow 0$ , tada  $\hat{\beta}_{REGLS}$  teži ka  $\hat{\beta}_{FE}$ , a ako ponder teži jedinici  $\hat{\beta}_{REGLS}$  teži ka  $\hat{\beta}_{POLS}$ .

Po analogiji, moguće je primeniti REGLS model, uz prethodne transformacije i kada model sadrži pored individualnih i vremenske efekte. U ovom slučaju se ponderi  $\Theta$  određuju na osnovu inverzije varijansi sve tri komponente slučajne greške:  $\sigma_{\mu}^2$ ,  $\sigma_{\lambda}^2$  i  $\sigma_u^2$ . Zatim se množi jednačina sa  $\sigma_u^2 \Omega^{-1}$ , pa se po istom postupku (kao kod modela slučajnih individualnih efekata) dobija REGLS ocena:

$$\hat{\beta}_{REGLS} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y. \quad (3.24)$$

Iako ocena modela sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima (3.24) deluje isto kao i ocena modela sa stohastičkim individualnim efektima, razlika postoji jer kovarijantna matrica ima složeniju strukturu i sledeće pondere:  $\theta = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_u^2}$ ;  $\theta_1 = \frac{\sigma_u^2}{N\sigma_{\lambda}^2 + \sigma_u^2}$  i  $\theta_2 = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_{\mu}^2 + N\sigma_{\lambda}^2 + \sigma_u^2}$ .

Objašnjeni postupak ocenjivanja može da se sprovedi samo ukoliko su komponente varijanse slučajne greške poznate. Međutim, u praksi vrednosti  $\sigma_{\mu}^2$ ,  $\sigma_{\lambda}^2$  i  $\sigma_u^2$  nisu poznate (ni matrica  $\Omega$ ), pa je, pre ocenjivanja regresionih parametara, potrebno oceniti nepoznate komponente varijanse kompozitne slučajne greške. Zatim se primenjuje REGLS metod, ali ne na transformisani model sa ocenjenim vrednostima varijanse komponenata slučajne greške (sa ocenjenim ponderima). Opisana procedura se naziva metodom ocenjenih uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (eng. *Feasible Random Effects Generalized Least Squares Method* - FREGLS). Ocena dobijena FREGLS metodom glasi:

$$\hat{\beta}_{FREGLS} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y. \quad (3.25)$$

### 2.3 Izbor modela

Procedura na osnovu koje se određuje optimalni model panela, kao i njegov metod ocenjivanja, podrazumeva nekoliko koraka u istraživanju. Faze podrazumevaju primenu različitih testova, kao i proveru ispunjenosti ekonomskih, statističkih i ekonometrijskih kriterijuma. Sprovođenje svih koraka u proceduri i izvođenje adekvatnih zaključaka, nisu dovoljan uslov za optimalan model panela – on je specifikovan samo kada model ispunjava izvorne pretpostavke vezane za slučajnu grešku i za njene komponente. Pomenuti koraci su:

1. Testiranje varijabilnosti regresionih parametara;
2. Utvrđivanje specifikacije modela panela na osnovu rezultata iz prve faze;
3. Ocenjivanje modela panela;
4. Izbor optimalnog modela panela.

Testiranje varijabilnosti regresionih parametara smatra se početnim i neizostavnim korakom pri modeliranju podataka na panela, jer podrazumeva ispitivanje da li su u modelu prisutni individualni (i vremenski) efekti, na osnovu čega se pravi distinkcija između združene (*pooled*) specifikacije i specifikacija sa individualnim (i vremenskim efektima), te je osnova za izbor modela.

Najčešće korišćeni testovi u empirijskim istraživanjima u kojima se testiranje posebno odvija za slobodni član, a posebno za regresione parametre su *F* test, *Breusch-Pagan LM test*, *Honda test*, *King-Wu*, *LR test* količnika verodostojnosti, i ostali. Posebno će biti razmotrena prva dva testa, s obzirom na najčešću empirijsku primenu.

*F* testom se može testirati ukupna homogenost u modelu (eng. *Overall homogeneity*), kojom se proverava da li su regresioni parametri konstantni ili je potrebno dozvoliti varijabilnost po jednoj ili obe dimenzije *N* i *T*. Na primer, *F* testom se izvodi zaključak o postojanju individualnih (i vremenskih) efekata u fiksnoj specifikaciji (Moulton i Randolph 1989). Ukoliko je varijabilnost slobodnih članova u fiksnoj specifikaciji izražena na sledeći način:  $\beta_{1i} = \beta_1 + \mu_i$ , tada nulta hipoteza glasi da ne postoje individualni efekti ( $H_0: \mu_i = 0, i = 1, \dots, N-1$ ), naspram alternativne da postoje individualni efekti ( $H_1: \mu_i \neq 0$ ). Ovako definisana hipoteza se može postaviti i u sledećem obliku, ako je varijabilnost slobodnog člana obuhvaćena pomoću *N* veštačkih



varijabli:  $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1N} = \beta_1$  (uz uslov:  $\beta_{k1} = \beta_{k2} = \beta_{k3} = \dots = \beta_{kN} = \beta_k$ ),  
 naspram hipoteze  $H_1: \beta_{1i} \neq \beta_{1j}$  (uz uslov:  $\beta_{k1} = \beta_{k2} = \beta_{k3} = \dots = \beta_{kN} = \beta_k$ ).

Jedan je model sa ograničenjem u kom su svi parametri konstantni:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad (3.26)$$

dok je drugi model bez ograničenja, odnosno model sa individualnim efektima:

$$y_{it} = \beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} + \dots + \beta_{1N} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}. \quad (3.27)$$

$F$  statistika testa fiksnih individualnih efekata se određuje na sledeći način:

$$F = \frac{(S_O - S_B) \setminus (N-1)}{S_B \setminus (NT - N - (K-1))} \sim F_{N-1, NT-N-(K-1)}, \quad (3.28)$$

*Breusch-Pagan LM test* takođe proverava postojanje individualnih i vremenskih efekata, ali u stohastičkoj specifikaciji, primenjujući test Lagranžovog multiplikatora. Pri testiranju individualnih efekata, nulta hipoteza podrazumeva da je varijansa komponente slučajne greške jednaka nuli,  $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ , a alternativna glasi:  $H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$ . Ukoliko se testiraju istovremeno i vremenski efekti tada hipoteze glase:  $H_0: \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ ;  $H_1: \sigma_\mu^2 \neq \sigma_\lambda^2 \neq 0$ .

Funkcija maksimalne verodostojnosti glasi:

$$L(\beta, \theta) = \text{konstanta} - \frac{1}{2} \log |\Omega| - \frac{1}{2} u' \Omega^{-1} u, \quad (3.29)$$

dok je se testiranje vrši na osnovu sledeće statistike  $LM_1$ , za proveru  $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ :

$$LM_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{1 - \tilde{u}' (I_N \otimes J_T) \tilde{u}}{\tilde{u}' \tilde{u}} \right]^2, \quad (3.30)$$

za testiranje  $H_0: \sigma_\lambda^2 = 0$ , statistika  $LM_2$ :

$$LM_2 = \frac{NT}{2(N-1)} \left[ \frac{1-\bar{u}'(J_N \otimes I_T)\bar{u}}{\bar{u}'\bar{u}} \right]^2. \quad (3.31)$$

Za proveru individualnih i vremenskih efekata, jednostavno se primenjuje statistika  $LM = LM_1 + LM_2$ . Pod uslovima važenja nulte hipoteze,  $LM$  statistika je distribuirana kao  $\chi^2$  u asimptotskim uslovima. Monte Karlo analize potvrđuju (Baltagi 1981a, b) da LM testa ima veliku moć, sem u uslovima kada je varijansa individualnih (i vremenski) efekata bliska nuli.

Na osnovu rezultata testiranja varijabilnosti svih regresionih parametara bira se specifikacija modela panela (na primer, model sa konstantnim parametrima, model sa individualnim efektima ili neka druga specifikacija).

Ukoliko se u prethodnom koraku izabere model individualnih i(ili) vremenskih efekata, u sledećem koraku se ispituje priroda tih efekata (da li su fiksnog ili stohastičkog karaktera). Zato je potrebno je oceniti obe specifikacije primenom FREGLS metoda, a zatim i kovarijacionog metoda i sprovesti formalne statističke testove, o kojima se govori u nastavku.

Izbor optimalnog modela podrazumeva prilagođenost specifikacije varijabilitetu podataka, kao i karakteristikama samog uzorka. Drugim rečima, izbor optimalnog modela zavisi i od prirode podataka i cilja istraživanja (Hsiao 2003). Ukoliko se uporedni podaci biraju slučajnim putem iz velike populacije, koristi se model stohastičkih efekata, a za konkretni region ili odabranu grupu zemalja fiksni. U slučaju mikro panela, shodno samoj prirodi uzorka, klasične metode ocenjivanja su poželjne (fiksna specifikacija kada je  $N$  dimenzija relativno kratka, a stohastička kada je ta dimenzija duga). Ukoliko je reč o makro panelima (dimenzija  $T$  duga), sa porastom ove dimenzije raste i mogućnost da regresori deluju heterogeno na zavisnu varijablu i sledstveno, potrebno je uključiti heterogene regresione parametre. Odluka o adekvatnosti modela mora da prati i ekonomske kriterijume zasnovane na ciljevima istraživanja i mogućnosti interpretacije modela, statističke, u smislu sprovođenja testova za izbor optimalnog modela, kao i ekonometrijske – ispunjenost svih polaznih pretpostavki modela.

U nastavku ćemo razmotriti statističke testove, budući da oni obezbeđuju važnu podlogu za izbor optimalnog modela panela.

Kriterijum Mundlaka (prema Baltagi 2005), bazira se na utvrđivanju da li postoji statistički značajna razlika između ocena modela fiksne i stohastičke specifikacije sa individualnim efektima. Ukoliko ne postoji razlika, proizlazi da nije narušena pretpostavka o nekorelisanosti regresora i komponentata slučajne greške, te treba birati stohastičku specifikaciju, u tom slučaju daje efikasne ocene u odnosu na fiksnu. U suprotnom, optimalan izbor podrazumeva primenu fiksne specifikacije sa nepristrasnim i konzistentnim ocenama.

*Hausman-ov* test specifikacije se slično Mundlak-ovom kriterijumu izbora zasniva na razlici između ocena regresionih parametara modela sa fiksnim i stohastičkim efektima,  $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{REGLS} - \hat{\beta}_{FE}$ , dok test statistika glasi:

$$m_1 = \hat{q}_1' var(\hat{q}_1)^{-1} \hat{q}_1, \quad (3.32)$$

sa  $\chi^2$  raspedlom. Nulta hipoteza glasi da je razlika u ocenama dva modela nije signifikantna, naspram alternativne da je ta razlika značajna. Ako se Hausman-ovim testom odbaci nulta hipoteza što znači da je razlika između dve ocene značajna, bira se model stohastičkih efekata koji daje efikasne i nepristrasne ocene. Ukoliko razlika nije značajna, optimalna specifikacija je fiksna sa konzistentnim ocenama, jer tada stohastička specifikacija daje pristrasne i nekonzistentne ocene usled prisustva endogenosti u modelu.

Hausman-ov test je moguće primeniti i kod metoda sa heterogenim regresionim parametrima, kada se zasniva na razlici ocena između metoda grupnih i združenih grupnih sredina. Ukoliko Hausman-ov test pokazuje da su dugoročni koeficijenti homogeni (kada se prihvati nulta hipoteza), potrebno je model oceniti metodom združenih grupnih sredina, jer nije opravdano uvoditi heterogenost i za kratkoročne i dugoročne koeficijente. U suprotnom, treba primeniti metod grupnih sredina.

Primena Hausman-ovog testa je donekle limitirana u slučaju postojanja heteroskedastičnosti i autokorelacije u modelu. Tada je moguće sprovesti dve strategije: (1) eliminisati heteroskedastičnost i autokorelaciju iz modela pa primeniti Hausman-ov test, (2) ili primeniti modifikovane verzije Hausman-ovog testa u slučaju postojanja heteroskedastičnosti i autokorelacije u modelu.

Navođenje argumenata *pro et contra* obezbediće ispravno donošenje odluke koji model izabrati. S jedne strane, LSDV metod znači veliki gubitak stepeni slobode (kada je dimenzija  $N$  velika), zatim nemogućnost obuhvata individualnih promenljivih i uključivanje samo varijacija unutar grupa. Navedeni problemi koji se javljaju kod fiksne specifikacije, nisu karakteristični za model slučajnih efekata, samim tim što se individualni i vremenski efekti smatraju delom slučajne greške. Takođe, iz definicije individualnih i vremenskih efekata, kao efekata promenljivih koje nisu obuhvaćene modelom, proizilazi da treba da budu sastavni deo slučajne greške, što ide u prilog stohastičkoj specifikaciji. Međutim, ocene RGLS u stohastičkoj specifikaciji su efikasne samo ako je zadovoljena pretpostavka o odsustvu korelacije između objašnjavajućih varijabli i individualnih i(ili) vremenskih efekata (Wooldridge 2002). Nasuprot navedenom, njihova korelacija dovodi do problema endogenosti, kada se REGLS metodom dobijaju pristrasne i nekonzistentne ocene, dok su ocene dobijene u fiksnoj specifikaciji nepristrasne i konzistentne. Dalje, stohastička specifikacija je optimalna samo onda kada je reč o velikom broju uporednih podataka, koji su na *slučajan* način odabrani iz populacije koju reprezentuju.

### 3. Specifični metodološki problemi u modelu panela

#### 3.1 Ocenjivanje u uslovima neispunjenosti pretpostavki modela panela sa komponentama slučajne greške

U prethodnom izlaganju razmatrane su specifikacije modela panela sa homogenim/heterogenim parametrima. Iako opisani postupci modeliranja podataka panela uključuju konkretne korake u cilju izbora optimalnog modela, oni su ispravni samo u slučaju ispunjenosti polaznih pretpostavki modela panela. Međutim, u empirijskim studijama se dešava upravo obrnuto – često nisu ispunjene pretpostavke modela panela, pre svega u modelu sa komponentama slučajne greške. U tom slučaju standardni metodi ocenjivanja daju nekonzistentne i pristrasne ocene, te se ti metodi moraju modifikovati, ili se moraju primeniti neki drugi metodi ocenjivanja i testiranja hipoteza.

U nastavku će biti razmotreni specifični problemi, vezani za pretpostavke koje najčešće nisu ispunjene u klasičnim podacima panela:

- (1) Korelisanost regresora sa komponentama slučajne greške;
  - (2) Heteroskedastičnost komponenta slučajne greške;
  - (3) Autokorelacija ostatka slučajne greške;
- i u makro panelima:
- (4) Zavisnost između uporednih podataka;
  - (5) Nestacionarnost.

### 3.1.1 Endogenost, heteroskedastičnost i autokorelacija

U modelima panela najčešće nije ispunjena pretpostavka o nekorelisanosti komponenti slučajne greške sa regresorima:  $E(\mu_i X_{it})=0$ ,  $E(u_{it} X_{it})=0$ . U pitanju je problem endogenosti koji može biti jednostruk, kada se javlja korelisanost individualnih efekata sa objašnjavajućim varijablama  $E(\mu_i X_{it}) \neq 0$ , ili ostatka slučajne greške sa objašnjavajućim varijablama  $E(u_{it} X_{it}) \neq 0$ . Ukoliko se u modelu javljaju obe korelacije, u pitanju je dvostruka endogenost  $E(\mu_i X_{it}) \neq 0$ ,  $E(u_{it} X_{it}) \neq 0$ , kada je ista promenljiva  $X_{it}$  korelisanost sa  $\mu_i$  i  $u_{it}$ . Problem endogenosti najčešće nastaje usled simultane međuzavisnosti između zavisne i nezavisne varijable, zbog grešaka u merenju varijabli ili usled izostavljanja važnih regresora iz modela (Jovičić i Dragutinović Mitrović 2011). Problem endogenosti je moguće prevazići primenom metoda sa instrumentalnim varijablama, odnosno opredeljenjem za metode kojima se dobijaju konzistentne ocene u prisustvu endogenosti.

Pored navedene narušene pretpostavke, česte su i promene varijansi komponenti slučajne greške sa promenama vrednosti objašnjavajućih varijabli – heteroskedastičnost, kao i zavisnost komponente ostatka slučajne greške tokom vremena za istu i (ili) više jedinica posmatranja – autokorelacija.

Neispunjena pretpostavka o konstantnoj zajedničkoj varijansi, vodi problemu heteroskedastičnosti u panelu. Za razliku od modela uporednih podataka gde je problem heteroskedastičnosti ključan, u modelima panela biva donekle smanjen, usled mogućnosti dekomponovanja slučajne greške. Naime, u modelu slučajnih efekata moguće je imati sledeće situacije: (1) heteroskedastičnost ostatka slučajne greške, uz

homoskedastičnost dela koji se odnosi na individualne efekte; (2) homoskedastičnost ostatka slučajne greške, uz heteroskedastičnost individualnih efekat; i (3) heteroskedastičnost obe komponente.

Za sve pomenute probleme postoje razvijeni formalni testovi hipoteza (na primer, modifikovani Durbin-Watson test i Baltagi-Li test autokorelacije, modifikovani White test heteroskedastičnosti, testovi prekomerne identifikovanosti; Baltagi 2005).

### **3.1.2 Zavisnost između uporednih podataka (CSD)**

U podacima panela, česti su zajednički šokovi, poput recesije, ili efekti prelivanja po jedinicama posmatranja, koji istovremeno utiču na sve uporedne podatke u panelu u jednom vremenskom periodu. Pogotovo u poslednjih nekoliko dekada kada su procesi ekonomskih i finansijskih integracija između zemalja sve jači, takvi zajednički šokovi se, u modelu panela, mogu odraziti na narušenost pretpostavke o odsustvu korelacije slučajnih grešaka između uporednih podataka i (ili) korelacija tih šokova (sadržanih u slučajnoj grešci) sa regresorima. Tada je reč o postojanju zavisnosti između uporednih podataka, odnosno zavisnosti podataka preseka (eng. *Cross-sectional dependence* – CSD). Ukoliko bi se navedeni efekti ignorisali pri modeliranju, odnosno, ako postoje zajednički šokovi koji se očituju u slučajnoj grešci, ali nemaju uticaj na regresore, standardne FE i RE specifikacije bi dale konzistentne, ali ne i efikasne ocene. U slučaju da su zajednički šokovi ipak korelisani sa regresorima, ocene iz FE i RE specifikacije bi bile pristrasne i nekonzistentne. Stoga je u poslednjih desetak godina, važna tema u radovima koji se bave teorijskom i primenjenom ekonometrijom, formulisanje metoda ocenjivanja u uslovima postojanja zavisnosti između uporednih podataka (Bai and Ng 2004; Pesaran 2004; Baltagi, Bresson, Pirotte 2007).

S obzirom na to da zavisnost između uporednih podataka nastaje kao posledica zajedničkih šokova ili ima veze sa socio-ekonomskim mrežama, u podacima koji se tiču evropskih zemalja koju veže zajednička nit u smislu zajedničkih politika, zavisnosti između uporednih podataka se mora posvetiti maksimalna pažnja.

Literatura koja se bavi testiranjem zavisnosti uporednih podataka datira još iz 1980. godine, kada su Breusch i Pagan u kontekstu naizgled nepovezanih regresija, definisali test zasnovan na Lagranžovom multiplikatoru, prema kom nulta hipoteza glasi

da je korelacija između slučajnih grešaka **svih** parova uporednih podataka jednaka nuli ( $H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = 0, i \neq j$ , naspram  $H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0, i \neq j$ ). Test se može koristiti samo kada je  $N$  relativno malo, a  $T$  veliko. Statistika testa glasi:

$$CD_{LM} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2, \quad (3.33)$$

gde je:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it}^2)^{\frac{1}{2}} (\sum_{t=1}^T u_{jt}^2)^{\frac{1}{2}}} \quad (3.34)$$

Polazeći od Breusch-Paganovog testa, Pesaran (2004) predlaže test za proveru (ne)zavisnosti između uporednih podataka u greški modela (eng. *Cross-sectional dependence test* – CD test), koji se koristi kada je dimenzija  $N$  velika. Test je zasnovan na proseku parova korelacionih koeficijenata za sve jedinice posmatranja. Test je moguće primeniti za različite specifikacije modela panela, od homogenih do heterogenih, od stacionarnih do nestacionarnih. Test funkcioniše i u malim uzorcima, kada je dimenzija  $T$  veća od 3, uz dovoljno veliku dimenziju  $N$ , a robustan je kao što je navedeno na postojanje nestacionarnih procesa, strukturnih lomova i heterogenosti parametara. Statistika glasi:

$$CD_{Pesaran} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right), \quad (3.35)$$

gde je  $\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it}^2)^{\frac{1}{2}} (\sum_{t=1}^T u_{jt}^2)^{\frac{1}{2}}}$ , a  $u_{it}$  reziduali iz ocenjene regresije.

Osobine CD testa su:

- Može se primenjivati za heterogene panele uz prisustvo autokorelacije;
- Raspodela statistike (3.35) asimptotski teži standardizovanoj normalnoj raspodeli kada  $N \rightarrow \infty$ , za dovoljno veliku  $T$  dimenziju;
- Postoji modifikovana verzija testa (3.35) koja se može se primenjivati i kod nebalansiranih panela.

Stepen uticaja potencijalne zavisnosti između uporednih podataka na osobine ocena dobijenih pri korišćenju klasičnih metoda ocenjivanja, određen je stepenom

zavisnosti, izvorom zavisnosti, kao i pitanjem da li su zajednički šokovi obuhvaćeni samo slučajnim greškama ili imaju uticaj i na regresore. Tako je moguće praviti razliku, prema Chudik, Pesaran, i Tosetti (2011), između slabe zavisnosti uporednih podataka  $X_{it}$  (eng. *Cross-sectionally weakly dependence* – CWD) i kad jake zavisnosti između uporednih podataka (eng. *Cross-sectionally strongly dependence* – CSD).

Postoje i drugi testovi za proveru (ne)zavisnosti između uporednih podataka. Pored CD testa, De Hoyos and Sarafidis (2006) predlažu i neparametarski Friedman-ov test (zasnovan na koeficijentima korelacije ranga) i test Frees. Alternativne testove predlažu i Moscone i Tosetti (2009), Pesaran, Ullah, i Yamagata (2008). Međutim, zbog poželjnih osobina i navedenih prednosti, CD test (3.35) se najčešće se primenjuje u empirijskoj literaturi.

### 3.2 Stacionarnost i nestacionarnost

Statistička svojstva modela makro panela, sa dugom dimenzijom  $T$  zavise od ispunjenosti pretpostavke o stacionarnosti. Kada  $T \rightarrow \infty$ , a varijable u modelu stacionarne, distribucija ocena će biti asimptotski normalna, dok važi obrnuto u slučaju nestacionarnosti. Nakon inicijalnog teorijskog rada Levin i Lin-a (1993) koji su se bavili testovima jediničnih korena u heterogenim panelima, i Quah-a (1994) u homogenim panelima, značajno je porastao interes za proučavanjem nestacionarnosti u podacima panela primenom testova jediničnih korena. Različitost pristupa u analizi (ne)stacionarnosti obezbedilo je niz testova jediničnih korena, za koje se pokazalo da imaju veću moć u odnosu na testove jediničnih korena pojedinačnih vremenskih serija. Naime, testovi jediničnih korena u vremenskim serijama nisu imali samo malu moć u slučajevima koji su blizu postojanja jediničnog korena, već i u situacijama postojanja strukturnog loma, postojanja autokorelacije i načina obuhvata slobodnog člana i trenda. Dodatno, ograničenje testova jediničnih korena u vremenskim serijama se ticalo češćeg dobijanja zaključka o stacionarnoj vremenskoj seriji kada je  $T$  dovoljno dugo. Međutim, u situacijama kratke dimenzije  $T$ , zaključak je češće da vremenska serija sadrži jedinični koren. Neki od navedenih problema su neutralisani testovima jediničnih korena u panelu, premda, primena modifikacija testova jediničnih korena u vremenskim serijama (Dickey-Fuller test (DF), prošireni Dickey-Fuller test (Augmented Dickey-Fuller - ADF) i



Phillips Perron-ov test (PP)) u podacima panela, takođe, nailaze na određene prepreke u pogledu razlikovanja alternativne hipoteze o stacionarnosti od nulte hipoteze o postojanju jediničnog korena. Ideja primene i prilagođavanja testova jediničnih korena, kao i testova kointegracije, prema Baltagi i Kao (2000) je: *“kombinovanje najboljeg iz oba sveta: metoda koji se bavi nestacionarnošću vremenskih serija i raspoloživih podataka i moći uporednih podataka.”*

Testovi jediničnih korena u panelu se mogu svrstati u dve “generacije” testova, u zavisnosti od toga da li uzimaju u obzir postojanje zavisnosti između uporednih podataka. Testovi prve generacije, polaze od standardne pretpostavke o nezavisnosti između uporednih podataka (te se često primenjuje u literaturi i izraz testovi jediničnih korena nezavisnih panela), dok testovi druge generacije pretpostavljaju postojanje navedene zavisnosti i često su zasnovani na faktorskoj strukturi ( testovi jediničnih korena zavisnih panela).

U nastavku će biti prikazani odabrani testovi jediničnih korena **nezavisnih i zavisnih panela**. Neki od tih testova podrazumevaju zavisnost, a drugi nezavisnost uporednih podataka, neki podrazumevaju homogenost, a drugi heterogenost parametara, neki imaju veću moć u zavisnosti od načina na koji je definisana nulta hipoteza, dok drugi značajno gube na moći pri uvođenju vremenskog trenda u jednačine. Stoga je neophodno poznavanje različitih testova, njihovih prednosti i mana, kao i primena više testova u empirijskom istraživanju, kako bi se dobili pouzdaniji rezultati i zaključci.

### 3.2.1 Testovi jediničnih korena prve generacije

Testovi jediničnih korena u panelu prve generacije polaze od pretpostavke o nezavisnosti uporednih podataka, i mogu se razvrstati u dve grupe: testovi koji polaze od nulte hipoteze o nestacionarnosti i oni kod kojih je nulta hipoteza da je reč o stacionarnim panelima. Prvoj grupi testova pripadaju sledeći: Levin i Lin (1992, 1993), Levin, Lin, and Chu (2002) testovi (LLC), Im, Pesaran i Shin (2003), Maddala i Wu (1999) i Choi (2001), dok kod Hadri (2000) testa nulta hipoteza glasi da su sve jedinice panela stacionarne. Dodatno, testove prve generacije je moguće razvrstati prema pretpostavci o homogenosti naspram heterogenosti. LLC polazi od pretpostavke da su sve jedinice panela nestacionarne, i alternativne da su sve jedinice panela stacionarne,

dok drugi testovi dozvoljavaju heterogeno postavljenu alternativnu hipotezu – da je najmanje jedna jedinica panela stacionarna.

Zasnovano na inicijalnom pristupu testiranja jediničnih korena u panelu se u radovima Levin, Lin (1993) i Quah (1994), Levin, Lin i Chu (2002) predlože korišćenje *LLC testa* koji podrazumeva homogenu strukturu između uporednih podataka, ali dozvoljava heterogenost u modelu putem individualne determinističke komponente (dozvoljava uvođenje individualne konstante i/ili trenda). Na osnovu uobičajenog pristupa analizi jediničnih korena, polazi se od proširenog Dicky Fuller-a (DF) testa, tj. ocenjuje se model sledećeg oblika:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \rho^* y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{p_i} \theta_{il} \Delta y_{i,t-l} + e_{it}, \quad i=1,\dots,N, t=1,\dots,T. \quad (3.36)$$

pri čemu je  $\rho^* = \rho - 1$ , a  $\rho = \rho_i$  kojim se pretpostavlja da je struktura panela homogena.

U modelu se alternativno može uključiti individualna konstanta  $\alpha_i$ , deterministički trend  $t$ , ili može biti specifikovan bez determinističkih komponenti, kada heterogenost nije uključena u model. Za slučajnu grešku  $e_{it}$  se podrazumeva da je proces beli šum, a testiranje jediničnog korena se zasniva na sledećim hipotezama:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_N = \rho = 1, \text{ ili } \rho^* = 0,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_N = \rho < 1 \text{ ili } \rho^* < 0.$$

Nulta hipoteza podrazumeva postojanje jediničnih korena za *sve* jedinice panela ( $y_{it} \sim I(1)$ ), a alternativna stacionarnost *svih* jedinica panela ( $y_{it} \sim I(0)$ ). Dakle, LLC je združeni test, a homogenost individualnih komponenti se ogleda u jednakosti:  $\rho_i = \rho$  za bilo koji uporedni podatak.

Eventualno postojanje autokorelacije u modelu je moguće prevazići proširenjem modela sa zavisnom promenljivom sa docnjom, kao što je učinjeno u izrazu (3.36), što obezbeđuje mogućnost uvođenja različitog broja docnji za svaku vremensku seriju u panelu.

LLC test se može primeniti i u uslovima nebalansiranih panela obezbeđuju superkonzistentnost ocena. Najbolje karakteristike pokazuje u uzorcima koji su u intervalu  $10 < N < 250$ , i  $25 < T < 250$ , dok se moć testa smanjuje uključenjem vremenskog trenda (što su pokazali Levin, Lin i Chu (2002) u Monte Karlo simulacijama). Nedostaci LLC testa su odnose se na restriktivnu pretpostavku da sve vremenske serije imaju ili nemaju jedinični koren, pretpostavku o homogenosti koeficijenata ( $\rho_i = \rho$ ), kao i pretpostavku o nezavisnosti između uporednih podataka.

Kako bi se povećala moć testova jediničnih korena i relaksirale pretpostavke o homogenosti, Im, Pesaran i Shin (2003), konstruisali su *IPS test* baziran na prosecima statistika jediničnih korena za jedinice panela. Za razliku od modela (3.36) od koga se polazi pri formulisanju LLC testa, ovde polazni model sadrži heterogene koeficijente uz zavisnu varijablu sa docnjom ( $\rho_i$ ), ali je IPS  $\bar{t}$ -statistika zasnovana na prosečnoj ADF  $t$ -statistici:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i}, \quad (3.37)$$

gde je  $t_{\rho_i}$  ADF  $t$ -statistika za svaku jedinicu panela za testiranje nulte hipoteze da je  $\rho_i = 1$  za svaki uporedni podatak. Stoga se hipoteze u IPS testu definišu na sledeći način:

$$H_0: \rho_i = 1 \text{ ili } \rho_i^* = 0,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \rho_i < 1 \text{ ili } \rho_i^* < 0, \text{ za } i = 1, 2, \dots, N_I;$$

$$\rho_i = 1 \text{ ili } \rho_i^* = 0, \text{ za } i = N_I + 1, \dots, N.$$

Dakle, nultom hipotezom se pretpostavlja nestacionarnost vremenskih serija svih uporednih podataka ( $y_{it} \sim I(1)$ ), a alternativnom stacionarnost bar jedne vremenske serije, uz mogućnost heterogenih autokorelacionih koeficijenata za uporedne podatke. Zbog načina na koji su definisane hipoteze, samo prihvatanje nulte hipoteze podrazumeva konačni zaključak: da su sve vremenske serije svih uporednih podataka nestacionarne, odnosno da su sve jedinice u panelu nestacionarne. Odbacivanje nulte

hipoteze, sa druge strane, ukazuje da je bar jedna vremenska serija stacionarna (a sve ostale mogu biti nestacionarne).

Autori IPS testa su pokazali da ako je statistika testa  $\bar{t}$  ispravno standardizovana, ona teži standardizovanoj normalnoj distribuciji, dok su Monte Karlo studijama pokazali da test daje zadovoljavajuće rezultate i u slučaju malih uzoraka (fiksno  $T$  i  $N$ ). Postoje tačne kritične vrednosti za IPS test shodno različitoj veličini  $N$  i  $T$ , odnosno, različite varijante testa u zavisnosti od toga da li su uključene determinističke komponente. IPS test generalno ima bolje performanse od LLC testa, međutim, Maddala i Wu (1999) naglašavaju da nije korektno porediti dva testa zbog različitog načina na koji su u njima definisane alternativne hipoteze. Ograničenja IPS testa su sledeća: može se koristiti samo u balansiranim panelima, koristi se isti broj docnji u pojedinačnim regresijama pri primeni ADF testa, ima malu moć u prisustvu trenda i strukturnog loma u panelu.

Dalja unapređenja testova jediničnih korena se odnose na testove Fisher-ovog tipa. Tako se u slučaju testova jediničnih korena, primenjuju zajednički neparametarski testovi koji se baziraju na  $p$ -vrednostima nezavisnih test statistika jediničnog korena u svakoj jedinici panela. U pitanju su dva testa jediničnih korena, koji se u literaturi nazivaju i kombinovanim testovima jediničnih korena, a predložili su ih Madalla i Wu (1999) i Choi (2001). Ovi testovi relaksiraju restriktivne pretpostavke LLC testa da sve serije moraju biti stacionarne ili sve nestacionarne, koristeći nultu i alternativnu hipotezu definisanu na isti način kao IPS test, kao i informacije dobijene pojedinačnom analizom svake vremenske serije. Dakle, na osnovu združenih rezultata pojedinačnih analiza vremenskih serija izvode se zaključci za ceo panel. Dodatno, neparametarski testovi obezbeđuju uklanjanje autokorelacije u modelu, ali bez uvođenja docnji.

Testovi Fisher-ovog tipa polaze od pretpostavke da zavisnu varijablu određuje deterministička ( $d_{it}$ ) i stohastička komponenta ( $u_{it}$ ), pa model glasi:

$$y_{it} = d_{it} + u_{it}, \quad (3.38)$$

a različite vremenske serije mogu imati različite specifikacije u smislu uključenih determinističkih/stohastičkih komponenti. Moguće je, šta više, i primenjivati različite testove, u zavisnosti koje komponente su uključene u model.

Unapređenje testova jediničnih korena u panelu na bazi LLC i IPS testa, sproveo je Choi (2001). Kao jedan od važnijih problema ranijih testova, Choi navodi istu dimenziju  $T$  za sve uporedne podatke, kao i nemogućnost da neke vremenske serije imaju jedinični koren, a druge da nemaju. Choi je prevazišao navedene probleme definišući test koji se zasniva na kombinovanju  $p$ -vrednosti nezavisnih testova pojedinačnih vremenskih serija za svaki od uporednih podataka. To omogućuje da svaka vremenska serija bude različite dužine (nebalansirani panel), i da sadrži različitu (ne)stohastičku komponentu pri svakom individualnom testiranju.

Nulta hipoteza glasi da su nestacionarne vremenske serije za svako  $i$ , dok alternativna podrazumeva da je najmanje jedna serija stacionarna.

Maddala i Wu predlažu primenu inverznog  $\chi^2$  testa oblika:  $P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i)$ , dok Choi predlaže još dva testa i pokazuje da najbolja svojstva ima inverzni test normalne raspodele:  $Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i)$ , u kom je  $\Phi$  standardizovana kumulativna normalna funkcija raspodele.

$P$  statistika ima  $\chi^2$  raspodelu ako je  $T \rightarrow \infty$  i  $N$  fiksno, dok  $Z$  statistika ima standardizovanu normalnu raspodelu. Međutim, statistiku  $P$  nije moguće koristiti za veliko  $N$ , mada isto ne važi za statistiku  $Z$  jer je primenljiva za bilo koju veličinu strukturne dimenzije.

Pri komparaciji testova jediničnih korena u nezavisnim panelima, Choi test ima dosta prednosti, koje se očituju u heterogenoj alternativnoj hipotezi, u smislu da je najmanje jedna serija stacionarna, dok ostale mogu biti nestacionarne, a može se primenjivati u nestacionarnim panelima. Međutim, uključenje linearnog trenda znači gubitak moći testa, ali se performanse testa ipak poboljšavaju kada raste  $N$ .

Među testovima stacionarnosti u panela, najčešće korišćen je Hadri (2000) test, zasnovan na LM statistici, u kom je hipoteza definisana suprotno od LLC testa. Dakle, nulta hipoteza glasi da su sve vremenske serije u panelu stacionarne, naspram alternativne da su sve nestacionarne. Hadri test se bazira na KPSS testu za vremenske serije (Kwiatowski et al. 1992), a ispituje se da li je vrednost varijanse jednaka ili različita od nule. LM statistika Hadri testa glasi:

$$LM = \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right) / \hat{\sigma}_e^2, \quad (3.39)$$

gde je  $S_{it}^2 = \sum_{s=1}^t \hat{e}_{is}$ ,  $\hat{\sigma}_e^2$  ocena varijanse, a  $\hat{e}_{is}$  reziduali dobijeni ocenjivanjem polaznog modela  $y_{it} = r_{it} + \alpha_{mi} Z_{mt} + e_{it}$ , gde je  $Z_{mt}$  deterministička komponenta, a  $r_{it} = r_{it-1} + v_{it}$ .

Važno metodsko pitanje koje se tiče testiranja jediničnih korena u panelu je veličina i moć testova.. Stoga odabir adekvatne jednačine, između tri opcije, bez trenda i konstante, sa konstantom, sa konstantom i trendom postoje od ključne važnosti. Detaljnije, neopravdano isključenje determinističkih komponenti vodi pristrasnosti testova, dok nepotrebno uključjenje smanjuje moć testa. Dakle, uključjenje vremenskog trenda može izazvati gubljenje moći u većoj meri nego što doprinosi adekvatnosti specifikacije i opisu konkretnog fenomena koji je predmet istraživanja. Pošto nije uvek moguće *a priori* znati koje determinističke komponente treba uključiti, predlaže se primena niza strategija u testiranja koje mogu ukazati da li postoji potreba za uvođenjem determinističkih komponenti, od kojih je najčešća primena Schwarz-ovog informacionog kriterijuma.

### 3.2.2 Testovi jediničnih korena druge generacije

Pretpostavka o nezavisnosti uporednih podataka često u empirijskim podacima za makro panele nije ispunjena, kada testovi jediničnog korena prve generacije ne daju pouzdane zaključke o nivou integrisanosti varijabli. Stoga su poslednjih godina češće u primeni testovi jediničnih korena u panelu druge generacije, koji pretpostavljaju postojanje zavisnosti između uporednih podataka. Mogu se razlikovati u zavisnosti od koncepta od kojih potiču: testovi zasnovani na zajedničkim faktorima i testovi zasnovani na ograničenjima kovarijacione matrice.

Testovi druge generacije jediničnih korena u panelu, usmereni ka modelima sa faktorskom strukturom, definisani su u radovima Moon i Peron (2004) i Bai i Ng (2002, 2004), dozvoljavajući delovanje zajedničkih faktora, ali različito faktorsko opterećenje po uporednim podacima. Bai i Ng (2002, 2004) dozvoljavaju pri testiranju postojanje zavisnosti između uporednih podataka, kao i potencijalno kointegraciju, ali moguća je primena samo u balansiranim panelima. Test je zasnovan na PANIC proceduri (eng. *Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components*), koja podrazumeva dekompoziciju vremenske serije za svaku jedinicu posmatranja u smislu

determinističkih komponenti (stohastičkih komponenti) i individualnih komponenti (kompozitne slučajne greške) i zasebno testiranje stacionarnosti tih komponenti. Polazi se od modela sa faktorskom strukturom:

$$Y_{it} = \delta_{it} + \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it}, \quad (3.40)$$

gde je  $\delta_{it}$  deterministička komponenta,  $f_t$  zajednički faktor, koji deluje različitim faktorskim opterećenjem  $\gamma_i'$ , a  $\varepsilon_{it}$  slučajna greška. Ukoliko je najmanje jedan zajednički faktor nestacionaran ili ukoliko je slučajna greška nestacionarna, promenljiva sa tom faktorskom strukturom je nestacionarna. Za statistiku navedenog testa se može reći da poseduje nestandardnu raspodelu. Monte Karlo simulacije su pokazale da test daje dobre rezultate (čak i u malim uzorcima).

Moon i Peron (2004) su koristili metod glavnih komponenti za združeni test jediničnih korena na “de-faktorisanje” opservacije. Dakle, za razliku od Bai i Ng testa, ideja Moon i Peron-a je da se testiranje ne sprovodi odvojeno za dve komponente promenljive, već direktno na samoj seriji panela  $Y_{it}$ . Autori predlažu da se u prvom koraku izvrši eliminisanje zajedničkog faktora iz modela, pa da se na seriju očišćenu od zajedničkog faktora primeni test jediničnog korena. Iako je moguće u model uključiti determinističke komponente, Monte Karlo simulacije su pokazale da su rezultati testiranja bolji kada se ne uključuju individualni efekti ili vremenski trend, a primena testa se predlaže kada je poznato da u modelu postoji veći broj zajedničkih faktora.

Pesaran (2004) je imao drugačiji pristup analizi jediničnih korena u zavisnim panelima. Naime, proširio je ADF test sa prosecima uporednih podataka sa docnjom i njihovim prvim diferencama, a procedura koju je primenio je ekvivalentna proceduri koju je ranije predložio sa autorima Im i Shin, dakle, IPS test. Detaljnije, Pesaran je pošao od modela sa faktorskom strukturom (u kojem postoji samo jedan faktor) i definisao ga je na sledeći način:

$$\begin{aligned} Y_i &= (1 - \delta_i)\mu_i + \rho_i Y_{it-1} + u_{it}, \\ u_{it} &= \lambda_t f_t + e_{it}, \end{aligned} \quad (3.41)$$

gde je deterministička komponenta reprezentovana sa  $\mu_i$ , a jednofaktorska struktura greške podrazumeva postojanje jednog zajedničkog faktora  $f_t$ , faktorskog opterećenja  $\lambda_t$ , dok je ostatak slučajne greške,  $e_{it}$ , identično i nezavisno distribuiran (eng. *Independent and identically distributed* - i.i.d.). Dalje je transformisao model, uz dodavanje regresora koji bi trebalo da eliminišu uticaj zavisnosti uporednih podataka. Drugim rečima, regresija se proširuje sa prosecima uporednih podataka sa docnjom ( $\bar{Y}_{t-1}$ ) i prvom diferencom podataka uporednih proseka ( $\Delta\bar{Y}_t$ ):

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + b_i Y_{it-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + \varepsilon_{it}, \quad (3.42)$$

gde je  $\alpha_i = (1 - \delta_i)\mu_i$ ,  $b_i = 1 - \rho_i$ ,  $\bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{it}$ , i  $\Delta \bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta Y_{it}$ .

Nulta hipoteza je definisana na sledeći način:

$$H_0: \rho_i = 1,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \rho_i < 1, \text{ za } i = 1, 2, \dots, N_I;$$

$$\rho_i = 1, \text{ za } i = N_I + 1, \dots, N.$$

Dakle, nulta hipoteza podrazumeva pretpostavku o jediničnom korenu, dok alternativna podrazumeva da su pojedine vremenske serije stacionarne, dok su ostale nestacionarne. Pesaran predlaže izračunavanje ADF testa za svaku vremensku seriju u panelu, a zatim se na osnovu individualnih ocena  $\hat{b}_i$  formiraju individualne  $CADF_i$  statistike testa.

Na osnovu izračunatih  $CADF_i$  statistika, Pesaran predlaže primenu IPS procedure kada postoji zavisnost između uporednih podataka problem autokorelacije:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i. \quad (3.43)$$

CIPS statistika daje preciznije rezultate od  $CADF_i$  s obzirom na to da se  $CADF_i$  odnosi samo na individualne testove jediničnog korena. Odluke o stacionarnosti vs. nestacionarnosti panela, donose se na osnovu kritičnih vrednosti koje je Pesaran odredio



za model bez konstante, sa konstantom, i za model sa konstantom i trendom. Nulta hipoteza se odbacuje ako je realizovana vrednost CIPS statistike testa manje od kritične.

Monte Karlo simulacije su pokazale da CADF test ima zadovoljavajuću moć čak i u malim uzorcima  $N$  i  $T$ , kao i u pri uključenju konstante i linearnog trenda. Međutim, osnovni nedostatak Pesaran-ovog testa se ogleda u pretpostavci o homogenim parametrima koja najčešće nije zadovoljena. Naime, zavisnost uporednih podataka koje obuhvata CADF i CIPS testovi, najčešće se odnose na makro panele, koje u velikoj meri odlikuje heterogenost regresionih parametara.

Pregled testova jediničnih korena u zavisnim i nezavisnim panelima je predstavljen u Tabeli 3.4.

**Tabela 3.4** Komparacija testova jediničnih korena u (ne)zavisnim panelima

	Test	Hipoteza	Specifikacija	Karakteristike	Prednosti	Nedostaci	Monte Karlo
Prva generacija Nezavisnost uporednih podataka	LLC	$H_0$ : nestacionarnost za svaku jedinicu panela $H_1$ : stacionarnost za svaku jedinicu posmatranja	Individualni efekti; Vremenski trend	Združeni test; Homogeni autokorelacioni koeficijenti	Primenljiv u nebalansiranim panelima	Kritične vrednosti osetljive na izbor docnji; Homogenost	Najbolje performanse za $10 < N < 250$ , i $25 < T < 250$ ; Manja moć kada se uključi vremenski trend
	IPS	$H_0$ : nestacionarnost za svaku jedinicu panela $H_1$ : stacionarnost za najmanje jednu jedinicu panela	Individualni linearni trend	Test baziran na proseku individualnih ADF testova ; heterogeni autokorelacioni koeficijenti	Moguće je da samo neke serije sadrže jedinični koren	Samo se može primeniti u balansiranim panelima	Veća moć od LLC i testova Fisher-ovog tipa
	MW	$H_0$ : nestacionarnost za svaku jedinicu panela $H_1$ : stacionarnost za najmanje jednu jedinicu panela	Individualni efekti; Vremenski trend	Kombinovani test Fisherovog tipa	Primenljiv u nebalansiranim panelima; Ne mora da se uključi isti broj docnji; Primena različitih testova jediničnih korena za svako $i$	Statistiku P nije moguće koristiti kada je N veliko	Veća moć od LLC i IPS testa kada postoji problem autokorelacije
	Choi	$H_0$ : nestacionarnost $H_1$ : stacionarnost za najmanje jednu ili sve jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski trend	Kombinovani test Fisherovog tipa	Statistiku Z je moguće koristiti za svako N	Dovoljno velik broj serija treba da bude stacionaran da bi se prihvatila alternativna hipoteza (a ne samo jedna)	Manja moć kada se uključi vremenski trend; Manja moć kada mali uzorak;

	Hadri	$H_0$ : stacionarnost – $H_1$ : nestacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualna specifikacija varijansi; Konstanta; Trend	Test zasnovan na rezidualima i Lagranžovom multiplikatoru	Asimptotska raspodela egzaktno određena; Uzima u obzir veličini obe dimenzije i njihove pretpostavke (a ne samo $N$ )		Osetljiv na veličinu uzorka; Dobre osobine, pogotovo kod velikog $N$ i $T$
Druga generacija Zavisnost uporednih podataka	Chang	$H_0$ : nestacionarnost – $H_1$ : stacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski trend	Nelinearni model sa instrumentalnim promenljivim	Može se primeniti u nebalansiranim panelima	Može se primeniti samo za slabu CSD zavisnost	Dobri rezultati u konačnom uzorku
	Choi	$H_0$ : nestacionarnost – $H_1$ : stacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski trend	Model sa dvostrukom kompozitnom slučajnom greškom	Može se primeniti u nebalansiranim panelima	Dejstvo samo jednog zajedničkog faktora	Kada raste $T$ raste moć testa; Neprecizan u slučaju postojanja vremenskog trenda
	Bai i Ng	$H_0$ : nestacionarnost – $H_1$ : stacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski trend	PANIC procedura – metod dekompozicije	Dejstvo više zajedničkih faktora čiji je broj moguće utvrditi; Potencijalna nestacionarnost faktora	Nestandardna raspodela	Dobri rezultati u konačnom uzorku, čak i pri malom $N$ , kada $N=20$
	Pesaran	$H_0$ : nestacionarnost – $H_1$ : stacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski trend; Autokorelacija greške	Baziran na IPS testu Test na bazi zajedničkih faktora	Može se primeniti u nebalansiranim panelima	Homogenost; Dejstvo samo jednog zajedničkog faktora	Dobre osobine čak i u malim uzorcima i pri uključenju linearnog trenda
	Moon i Peron	$H_0$ : nestacionarnost – $H_1$ : stacionarnost najmanje jedne jedinice panela	Individualni efekti; Vremenski efekti	Model sa dvostrukom kompozitnom slučajnom greškom; Test na bazi zajedničkih faktora	Može se primeniti u nebalansiranim panelima	Ne može se primenjivati u prisustvu CSD	Smanjuje se moć testa kada se uključe determin. Komponente

Izvor: Autor, bazirano na Barbieri (2009).

### 3.3 Specifikacija nestacionarnih modela panela

Primenom testova jediničnih korena zavisnih panela u empirijskim istraživanjima pokazuje za niz makroekonomskih varijabli da su nestacionarne. Nestacionarnost varijabli, kao i mogućnost da dimenzija  $T$  može beskonačno rasti, upućuje na novi konceptualni okvir u ekonometrijskom modeliranju podataka panela, i dve najvažnije ideje koje se nameću kao posledica nestacionarnosti (Baltagi 2005):

(a) potencijalno postojanje kointegracije u makro panelima, koje je potrebno ispitati uzimajući u obzir zavisnost između uporednih podataka (CSD);

(b) duža dimenzija  $T$  utiče na češće odbacivanje hipoteze o homogenim regresionim parametrima, a u prilog heterogenih regresionih parametara.

Metode koje uzimaju u obzir obe specifičnosti u makro panelima: nestacionarnost procesa i heterogenost regresionih parametara, kao i zavisnost uporednih podataka u modelu, pretežno su metode sa faktorskom strukturom. Stoga će u nastavku biti opisani testovi kointegracije prve i druge generacije, a zatim, alternativne metode ocenjivanja, koje uzimaju u obzir homogene vs. heterogene regresione parametre uz heterogeno faktorsko opterećenje.

### 3.3.1 Testovi kointegracije

Testovi kointegracije u panelu su zadržali brojne osobenosti testova iz oblasti analize vremenskih serija, iz koje su nastali. Testovi imaju sličnu bazu i logiku, ali su prilagođeni podacima panela, modifikujući tehnike shodno uključenim uporednim podacima. Tako su neki testovi jediničnih korena i testovi kointegracije samo prošireni u kontekstu podataka panela i često obezbeđuju pouzdanije zaključke nego samo analiza vremenskih serija. Dodatno, a većina statistika testova jediničnih korena i kointegracije, i ocena regresionih parametara u podacima panela imaju asimptotski normalne distribucije i u okviru nestacionarnih panela, za razliku od ograničenja vezanih za distribuciju u nestacionarnim podacima vremenskih serija, gde ocene parametara ne poseduju normalnu raspodelu, niti konvergiraju u verovatnoći ka stvarnim vrednostima parametara. Detaljan pregled testova kointegracije u zavisnim i nezavisnim panelima, prikazano je u radu Palić (2010).

Ograničenja kointegracione analize u podacima panela, shodno specifičnostima podataka makro panela, ogledaju se u heterogenosti, koja često uslovljava da je kointegracioni vektor heterogen, u problemu izbora između homogene vs. heterogene kointegracije i u problemu zavisnosti između uporednih podataka.

Stoga, osnovna konceptualna pitanja koja se tiču kointegracije, prema Eberhardt (2011) su:

(1) da li se kao nulta hipoteza postavlja postojanje kointegracije ili nepostojanje kointegracije;

(2) da li se koriste docnje (parametri) ili neparametarske metode, da bi se obuhvatila autokorelacija u rezidualima;

(1) koliko se heterogenosti dozvoljava u modelu i kako je najbolje iskombinovati raspoložive test statistike u slučaju da se opredeljujemo za heterogenost u modelu?

Pitanje heterogenosti u modelu ima važnih implikacija jer ukoliko pretpostavimo homogenost parametara, a kointegraciona veza zapravo heterogena, slučajna greška za ceo panel neće biti stacionarna, iako postoji kointegracija u svim uporednim podacima. Stoga posebna pažnja pri testiranju kointegracije u panelu mora biti posvećena heterogenoj vs. homogenoj kointegraciji.

Slično podeli testova jediničnih korena na dve generacije u zavisnosti od pretpostavke o (ne)zavisnosti uporednih podataka, i testovi kointegracije u panelu se mogu podeliti na testove prve generacije koji pretpostavljaju nezavisnost između uporednih podataka, i testove druge generacije koji uzimaju u obzir zavisnost između uporednih podataka. Generalno, testovi kointegracije u panelu su zasnovani na metodi maksimalne verodostojnosti, na testiranju reziduala iz ocenjene kointegracione relacije i PANIC proceduri.

Kao i u slučaju testova jediničnih korena, u nastavku će biti prikazani različiti testovi kointegracije nezavisnih i zavisnih panela, testovi koji polaze od homogenih naspram heterogenih kointegracionih vektora, kao i različitog načina specifikovanja nulte u odnosu na alternativnu hipotezu. Njihovo poznavanje je od izuzetne važnosti, kako bi se u empirijskoj analizi primenili samo oni koji najviše odgovaraju uzorku i analiziranom ekonomskom fenomenu, te ciljevima istraživanja.

### **3.3.1.1 Testovi kointegracije prve generacije**

Kointegracija u modelima panela nastaje ukoliko je ustanovljeno da uključene varijable u modelu sadrže jedinične korene, a da su njihove linearne kombinacije stacionarne. Može se praviti razlika između homogene kointegracije, kada su vrednosti

kointegracionih parametara iste za sve uporedne podatke, i heterogene, kada se razlikuju po uporednim podacima.

Slično analizi testova jediničnih korena kada su testovi bili podeljeni na testove stacionarnosti i testove jediničnog korena, testovi kointegracije mogu biti klasifikovani na sličan način shodno definisanoj nultoj hipotezi, dakle testovi zasnovani na analizi stacionarnosti reziduala i oni koji testiraju nestacionarnost reziduala. Dodatno, dva osnovna pristupa kointegracionoj analizi su pristup zasnovan na rezidualima (a zatim primena testova jediničnih korena), i konstrukcija modela sa korekcijom ravnotežne greške.

U testove kointegracije prve generacije spadaju testovi koji pretpostavljaju nezavisnost između uporednih podataka, a u pitanju su test Kao (1999), Pedroni (1999, 2004) i McCoskey i Kao (1998).

Kao (1999) test podrazumeva jednostavnu implementaciju tako što se na rezidualima iz statičke regresije sa fiksnim efektima u koju su uključene potencijalno kointegrirane varijable, preuzimaju reziduali, testira postojanje jediničnog korena ADF testom<sup>3</sup>. Kao je u analizi pošao od regresije:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it}, \quad (3.44)$$

gde su varijable  $y_{it}$  i  $x_{it}$  integrisane reda 1, pa je predložio DF i ADF testove za proveru stacionarnosti reziduala  $\hat{e}_{it}$  dobijenih ocenjivanjem regresije (3.44) :

$$\hat{e}_{it} = \rho e_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (3.45)$$

Nulta hipoteza glasi:

$$H_0: \rho = 1,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \rho < 1.$$

Dakle, nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije (reziduali iz ocenjene regresije su nestacionarni-imaju jedinični koren), testira se naspram alternativne, da u

---

<sup>3</sup> Navedena procedura je ekvivalentna Engle-Granger-ovoj proceduri u vremenskim serijama.

modelu postoji kointegraciona veza (reziduali su stacionarni). U slučaju Kao test, reč je uvek o jednoj kointegracionoj vezi.

Specifičnost Kao testa je postojanje četiri testa zasnovana na DF statistici i jednog zasnovanog na ADF statistici. Postoji  $DF_p$  i  $DF_t$  statistika koje podrazumevaju strogu egzogenost regresora, dok se  $DF_p^*$  i  $DF_t^*$  mogu primenjivati u slučaju narušene pretpostavke o strogoj egzogenosti. Asimptotske distribucije svih pet navedenih testova konvergiraju standardizovanoj normalnoj distribuciji.

Slično Kao testu, McCoskey i Kao (1998) su predložili test u kome se testira nulta hipoteza o postojanju kointegracije, naspram alternativne da kointegracija izostaje<sup>4</sup>. Reč je o testu koji je zasnovan na primeni Lagranžovog multiplikatora. Baltagi (2005) za ocenjivanje kointegriranih varijabli predlaže primenu potpuno modifikovanog metoda običnih najmanjih kvadrata (FMOLS) i dinamičkog metoda običnih najmanjih kvadrata (DOLS), sa ocenama koje su asimptotski normalno distribuirane. Model od kog se polazi u analizi je:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + e_{it}, \quad (3.46)$$

a test statistika koju McCoskey i Kao predlažu je:

$$LM = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_e^2}, \quad (3.47)$$

gde je  $S_{it}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{it}$ , dakle parcijalna suma reziduala dobijenih primenom FMOLS (ili DOLS metoda) na model (3.46). Prednost testa je što je robustan na postojanje heteroskedastičnosti.

Pedroni (1999, 2004) testovi predstavljaju značajan napredak u kointegracionim testovima. Naime, Pedroni je definisao 7 testova, koji omogućuju heterogene kointegracione parametre, sa jednim ili više nestacionarnih regresora. Statistike testova se mogu svrstati u dve grupe: združene statistike i statistike grupnih sredina (koje dozvoljavaju heterogenost), a moguće je razlikovati parametarske i neparametarske

---

<sup>4</sup> Inverzno definisanje hipoteze upućuje na sličnost sa KPSS testom u analizi vremenskih serija.

verzije ovih testova<sup>5</sup>. Od testova združenih sredina, tri testa su neparametarska, a jedan je verzija parametarskog ADF testa. U okviru test-statistika grupnih sredina, od tri raspoloživa testa, dva koriste neparametarske metode slične onima koje su uveli Phillips i Perron, a treći test je zasnovan na ADF testu.

Nulta hipoteza se definiše na sledeći način:

$$H_0: \rho_i = 1,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \rho_i = \rho < 1.$$

Navedeno ograničenje važi za prvu grupu testova sa združenim statistikama, dok kod druge grupe testova, zasnovanim na grupnim sredinama, alternativna hipoteza se svodi samo na  $\rho_i < 1$ . Navedeno podrazumeva dozvoljenu heterogenost, jer  $\rho$  ne mora biti isto za svaki uporedni podatak.

Na osnovu Baltagi-jeve (2005) interpretacije, Pedroni-jeve testove je moguće razvrstati u dve grupe, u kojima se prva grupa, slično ranije prezentovanim testovima jediničnih korena, zasniva na proseka test statistika za izračunatu kointegracionu vezu za svaki uporedni podatak. U tom slučaju se primenjuje statistika:

$$\hat{Z}_\rho = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2)} \quad (3.48)$$

gde je  $\hat{e}_{it}$  ocena slučajne greške iz početnog modela za analizu kointegracije (3.44), dok je  $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{S}_i^2)$ , gde su  $\hat{\sigma}_i^2$  i  $\hat{S}_i^2$  individualne dugoročne varijanse reziduala  $\hat{e}_{it}$ .

Druga grupa testova se ne zasniva na uprosečavanju rezultata testova u celini, već na proseku brojilaca i proseku imenilaca pojedinačno, iz kojih sledi test statistika:

$$Z_{\hat{\rho}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{NT}^2 (\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2)}}, \quad (3.49)$$

---

<sup>5</sup> Pedroni-jevi testovi su: panel-v, panel- $\rho$ , panel-t (parametarski), panel-t (neparametarski), grupna statistika- $\rho$ , grupna statistika-t (parametarski metoda), grupna statistika-t (neparametarski).

gde je  $\hat{L}_{11i}^{-2} = \hat{\sigma}_u^2 - \hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$  koja predstavlja dugoročnu kondicionalnu varijansu reziduala  $\hat{u}_{it}$  dobijenih iz jednačine  $\hat{u}_{it} = \hat{e}_{it} - \hat{\gamma}_{it} \hat{e}_{it-1}$ , a  $\tilde{\sigma}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{L}_{11i}^2}$ .

Monte Karlo simulacije koje je sproveo Gutierrez (2003) pokazuju da Pedroni-jevi testovi imaju najbolje performanse kada raste  $T$ , dok u slučaju kada je  $T < N$ , testovi ima malu moć. Pedroni-jevi testovi su manje pouzdani kada postoji zavisnost između uporednih podataka, sem u slučaju kada se pretpostavlja da je uticaj zajedničkih neidentifikovanih faktora koji dovodi do pomenute zavisnosti jednak po jedinicama panela.

### 3.3.1.2 Testovi kointegracije druge generacije

Testovi kointegracije imaju manju moć kada postoji zavisnost između uporednih podataka, što su pokazali Banerjee (1999). Stoga se razvija druga generacija testova kointegracije u panelu, uzimajući u obzir zavisnost između uporednih podataka, te postojanje zajedničkih faktora, a bazira se na modelima sa korekcijom ravnotežne greške ili na PANIC proceduri.

#### *Pristup zasnovan na modelima zajedničkih faktora*

Bai i Ng (2004) slično definisanom testu jediničnih korena od strane istih autora, definišu test kointegracije, u kom nulta hipoteza glasi da ne postoji kointegracija (homogena pretpostavka), naspram alternativne da postoji kointegracija u modelu, ali bar jedna kointegraciona veza (dakle, reč je o heterogenoj pretpostavci, da je bar jedna jedinica podataka panela kointegrisana).

Model sa faktorskom strukturom i heterogenim parametrima glasi:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_i + \beta_i' x_{it} + u_{it}, \\ u_{it} &= \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \tag{3.50}$$

gde su  $f_t$  zajednički faktori,  $\gamma_i'$  heterogeno faktorsko opterećenje, a  $\varepsilon_{it}$  specifična komponenta, pri čemu i specifična komponenta i zajednički faktor mogu biti nestacionarni procesi.



Testiranje kointegracije se sastoji iz više faza u smislu da se testira stacionarnost specifične komponente, stacionarnost zajedničkog faktora i konačno stacionarnost čitavog panela (utvrđuje se da li je  $y_{it} - \beta_i'x_{it}$  integrisano reda jedan ili nula).

*Pristup zasnovan na modelima sa korekcijom ravnotežne greške*

Alternativni pristup analizi kointegracije u panelu polazi od modela sa korekcijom ravnotežne greške, koji se odnosi na jednakost dugoročnih parametara promenljivih sa kratkoročnim parametrima u prvim diferencama (Persyn i Westerlund 2008) i ne zahteva nikakva ograničenja za zajedničke faktore.

Westerlund-ov (2007) test je zasnovan na modelu sa korekcijom ravnotežne greške i uz određena prilagođavanja uzima u obzir zavisnost između uporednih podataka. Westerlund predlaže 4 alternativna testa, koji su bazirani na grupnim sredinama i na združenim metodama testiranja, a polazni model glasi:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + u_{it}, \quad (3.51)$$

gde je  $d_t$  deterministička komponenta, koja može biti reprezentovana na tri načina: (1) bez konstante i trenda ( $d_t = 0$ ), (2) sa konstantom ( $d_t=1$ ), (3) sa konstantom i trendom ( $d_t = 1, t$ );  $\alpha_i$  je brzina prilagođavanja dugoročnoj vezi nakon iznenadnog šoka. Kada je  $\alpha_i = 0$ , nema korekcije ravnotežne greške, pa  $x$  i  $y$  nisu kointegrirani. Ukoliko je  $\alpha_i < 0$ , postoji korekcija ravnotežne greške, a  $x$  i  $y$  su kointegrirane promenljive. Dakle, nulta hipoteza glasi:

$$H_0: \alpha_i = \alpha = 0,$$

naspram alternativne:

$$H_1: \alpha_i < 0.$$

Međutim, Westerlund dozvoljava u svojim testovima da alternativna hipoteza bude definisana na različite načine, dakle, u dva panel združena testa alternativna hipoteza glasi da je panel u potpunosti kointegrisan ( $\alpha_i = \alpha < 0$ , za svako  $i$ ), dok kod druga dva testa (metod grupnih sredina) alternativna hipoteza je heterogena i glasi da je bar jedna jedinica panela kointegrirana ( $\alpha_i < 0$  za najmanje jedno  $i$ ).

Važne pretpostavke vezane za adekvatnu primenu Westerlund-ovog testa se odnosi na pretpostavku da je  $T$  dovoljno veliko, a najbolje performanse testa se obezbeđuju kada je  $T > N$ , kao i pretpostavka o egzogenosti regresora. Naime, potrebno je da bude zadovoljena pretpostavka o smeru uzročno-posledične veze, odnosno, da  $x$  uzrokuje  $y$ , pa da je  $x$  slabo egzogeno. Međutim, Gengenbach, Urbain, i Westerlund (2008) u studiji u kojoj kompariraju testove zasnovane na korekciji ravnotežne greške, pokazali su da empirijski, test nije u tolikoj meri određen veličinom  $T$ , kao što je teorijski očekivano.

Navedeni test kointegracije, može da uzme u obzir postojanje zavisnosti između uporednih podataka, kada je neophodno primeniti *bootstrap* tehniku<sup>6</sup> kako bi se došlo do robusnih  $p$ -vrednosti, a metod generalno može da obuhvati heterogene slučajne članove i heterogenu kratkoročnu dinamiku.

Gengenbach, Urbain, i Westerlund (2008) predlažu primenu testova kointegracije na osnovu modela sa korekcijom ravnotežne greške uz zavisnost uporednih podataka, međutim, uzimajući u obzir faktorsku strukturu pri modeliranju pomenute zavisnosti. Reč je o pristupu koji objedinjuje, najsavremenije pristupe u kointegracionoj analizi (a oslanja se na Granger-ovu teoremu). Model koji uključuje faktorsku strukturu glasi:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i Y_{it-1} + \gamma_{1i} X_{it-1} + \gamma_{2i} F_{it-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \pi_{1is} \Delta Y_{it-s} + \sum_{s=0}^{p_i} \pi_{2is} \Delta X_{it-s} + \sum_{s=0}^{p_i} \pi_{3is} \Delta F_{it-s} + \varepsilon_{it}, \quad (3.52)$$

gde je sa  $F$  prikazan uticaj zajedničkog faktora koji deluje različitim faktorskim opterećenjem  $\gamma$  i na zavisne i nezavisne varijable u modelu. Nulta hipoteza je definisana kao odsustvo kointegracione veze, dok alternativna podrazumeva postojanje kointegracije. Model je moguće transformisati, kao u slučaju Pesaran-ovog (2006) metoda ocenjivanja zajedničkih korelisanih efekata (eng. *Common correlated effects* - CCE) uvodeći proseke zavisne i nezavisnih varijabli sa docnjom, kako bi se obuhvatio

---

<sup>6</sup> Bootstrap tehniku je definisao Efron 1979. godine, a podrazumeva uzorkovanje iz istog uzorka u mnogo navrata, gde postoji parametarska i neparametarska varijanta. U neparametarskoj dolazi do izvlačenja sa vraćanjem, a u parametarskoj verziji se utvrđuju vrednosti parametara na osnovu raspoloživih informacija, a zatim sledi generisanje novih uzoraka iz date raspodele i na osnovu prvih dobijenih parametara. Postupak se primenjuje iznova i iznova. U slučaju Westerlund-ovih testova, primenjuju se neparametarski metod bootstrapa.

uticaj neidentifikovanog zajedničkog faktora sa heterogenim faktorskim opterećenjem po uporednim podacima. Dakle, pomenuti proseci po uporednim podacima se koriste kao aproksimacija za uticaj faktora:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \alpha_i Y_{it-1} + \gamma_{1i} X_{it-1} + \psi_{1i} \bar{Y}_{t-1} + \psi_{1i} \bar{X}_{t-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \pi_{1is} \Delta Y_{it-s} \\ & + \sum_{s=0}^{p_i} \pi_{2is} \Delta X_{it-s} + \sum_{s=1}^{p_i} \varphi_{1is} \Delta \bar{Y}_{t-s} + \sum_{s=0}^{p_i} \varphi_{1is} \Delta \bar{X}_{t-s} + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (3.53)$$

Monte Karlo simulacije pokazuju da test ima dobre osobenosti, čak i u malim uzorcima, a da je određen samo brojem nestacionarnih varijabli uključenih u sistem. Međutim, nedostatak metoda sa korekcijom ravnotežne greške je pretpostavka o slaboj egzogenosti regresora, koja u slučaju testova baziranih na rezidualima iz ocenjene kointegracione veze, ne mora biti ispunjena.

Dalji doprinos testovima kointegracije, ali pri postojanju zajedničkih korelisanih efekata, dali su Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2014). Ne samo da uzimaju u obzir postojanje zajedničkih korelisanih efekata koji determinišu zavisnost uporednih podataka, već razlikuju jaku i slabu zavisnost, kao i zavisnost koja nastaje usled uticaja jedne dominantne jedinice podataka panela na druge jedinice, kao i zavisnost koja je posledica “komšijskih” odnosa u podgrupi zemalja koje čine uzorak, a pri oceni koriste Pesaran (2006) metod zajedničkih korelisanih efekata, i metod ocenjivanja nestacionarnih panela sa multifaktorskom strukturom slučajne greške (Kapetanios, Pesaran, Yamagata 2011).

### 3.3.1.3 Testovi multikointegracije

Multikointegracija podrazumeva postojanje dva “sloja” kointegracije između samo dve promenljive koje su integrisane reda 1. Detaljnije, definicija multikointegracije (u kontekstu analize vremenskih serija)<sup>7</sup> prema Granger i Lee (1989) glasi:

*“Ukoliko su varijable  $y_t$  i  $x_t$  integrisane reda 1, i kointegrisane, tako da je  $z_t = y_t - \beta x_t$  stacionarna linearna kombinacija, a kumulisana vrednost  $z_t$  jednaka*

<sup>7</sup> Identična definicija važi u okviru analize podataka panela, uz dodavanje subscript-a  $i$  pored  $t$ .

$S_t = \sum_{j=1}^t z_j$ , što je kointegrirano sa  $x_t$  (ili alternativno sa  $y_t$ ) tako da postoji parameter  $\gamma$  iz stacionarne relacije  $s_t - \gamma x_t$ , onda se može reći da su varijable  $y_t$  i  $x_t$  multikointegrirane.”

S obzirom na to da koncept multikointegracije barata sa nivoima varijabli i sa njihovim kumulisanim vrednostima, jasno je da obuhvata različit nivo integrisanosti u istom modelu, dakle, ne samo varijable integrirane reda 1, nego i varijable integrirane reda 2. Navedeno obezbeđuje da kointegraciona relacija postaje složenija, i da se sastoji iz dva sloja kointegracije. Zbog navedenih osobina, koncept multikointegracije postaje od velikog značaja u empirijskim istraživanjima, jer su mnoge studije pokazale da postoje nominalne varijable i varijable stoka, a ne toka, koje su ustvari integrirane reda 2. Stoga se polje primene multikointegracije odnosi na problem optimizacije, kao i na stok-tok modele.

Multikointegraciona analiza se često poistovećuje sa “polinomnom kointegracijom”, ali je opredeljenje u ovom radu da se koristi termin multikointegracija, jer se dva sloja kointegracije dobijaju nakon što su varijable koje su originalno integrirane reda 1, kumulišu, te postaju kointegrirane reda 2, za razliku od polinomne kointegracije u kojoj su originalne varijable integrirane reda 2.

Multikointegracionu analizu je moguće sprovesti u okviru dvostepene i u jednostepene procedure.

Dvostepenu analizu predlažu Grenger i Lee (1989) i zasniva se na postupku koja je opisana u samoj definiciji multikointegracije. Dakle, u prvom koraku se proverava da li su varijable  $y_{it}$  i  $x_{it}$  kointegrirane, pa ukoliko jesu, formiraju se kumulisane vrednosti dobijenih reziduala. Standardna kointegraciona relacija za testiranje glasi:

$$y_{it} = c_t \alpha_i + b_i x_{it} + u_{it}, \quad (3.54)$$

a kumulisanje reziduala podrazumeva dobijanje  $S_{it} = \sum_{j=1}^t u_{it}$ . Budući da je  $u_{it} \sim I(0)$ ,  $S_{it} \sim I(1)$ . Prvi deo regresije,  $c_t \alpha_i$ , odnosi se na mogućnost uvođenja različitih determinističkih komponenti. U drugom koraku se kumulisane vrednosti reziduala regresuju na varijablu  $x_{it}$  ili  $y_{it}$  zajedno sa determinističkim komponentama, a zatim se analiziraju reziduali iz druge regresije. Druga regresija glasi:

$$S_{it} = m_t \beta_i + \gamma_i x_{it} + v_{it}, \quad (3.55)$$

u kojoj je  $\gamma$  novi kointegracioni vector. Zatim se proverava stacionarnost reziduala, dobijenih ocenjivanjem regresije (3.55). Ukoliko su reziduali integrisani reda 0, promenljive  $y_{it}$  i  $x_{it}$  su multikointegrirane. Dakle, u Grenger i Lee (1989), kumulisane vrednosti se odnose samo na rezidualne iz prvog koraka. U jednostepenoj analizi je drugačije, kumuliraju se vrednosti svih varijabli u modelu.

Engsted, Gonzalo, Haldrup (1997) predlažu alternativni jednostepeni pristup u I(2) sistemu, koji istovremeno inkorporira varijable integrisanosti reda 1 i reda 2. Model glasi:

$$\sum_{j=1}^t y_{it} = c_t \alpha_i + b_i \sum_{j=1}^t x_{ij} + \delta x_{it} + u_{it}, \quad (3.56)$$

gde su kumulisane varijable  $\sum_{j=1}^t y_{it}$  i  $\sum_{j=1}^t x_{it}$  integrisane reda 2, a sa  $c_t \alpha_i$  su prikazane potencijalne determinističke komponente. U pionirskom radu, Engsted, Gonzalo i Haldrup (1997) predlažu uvođenje konstante, trenda i kvadratnog trenda. Testira se stacionarnost reziduala iz prethodne regresije, pri čemu različiti nivoi integrisanosti upućuju na različite zaključke. Naime, ako je  $u_{it} \sim I(0)$ , postoji multikointegracija (tačnije postoje dva sloja kointegracije i dva kointegraciona parametra  $b_i$  i  $\delta_i$ ), ukoliko je  $u_{it} \sim I(1)$ , postoji samo jedan sloj kointegracije, ali ne i dublja kointegracija, i ukoliko je  $u_{it} \sim I(2)$ , ne postoji kointegracija između varijabli.

Prednost jednostepenog metoda u odnosu na dvostepeni, odnosi se na superkonzistentnost ocena jednostepenog modela, koju je nemoguće dobiti dvostepenim modelom. Nedostatak dvostepenog modela se odnosi i na pretpostavku o poznatom kointegracionom vektoru u prvoj regresiji iz koje se kasnije testira multikointegracija. Ukoliko je  $b \neq 1$ , nemoguće je sprovesti dalje testiranje u dvostepenoj proceduri, jer je osnovna pretpostavka da postoji prvi sloj kointegracije.

Dalja unapređenja testova multikointegracije u panelu obezbedili su Berenguer-Rico i Cassion-i-Silvestre (2006; 2007) u za uslove postojanja zajedničkih faktora. Dalje, Camarero, Carrion-i-Silvestre i Tamarit (2013) proširuju testiranje multikointegracije sa nekoliko strukturnih lomova.

Razlika u testovima kointegracije i multikointegracije u zavisnim i nezavisnim panelima, očituje se u načinu na koji je definisana nulta hipoteza (u nekim testovima nulta hipoteza podrazumeva postojanje kointegracije, a u drugim njeno odsustvo). Međutim, potreba za alternativnim definisanjem proizlazi iz ekonomske teorije, kada pri postojanju dugoročne veze između varijabli, nulta hipoteza o postojanja kointegracije ima više smisla. S obzirom na to da testovi polaze od nultih hipoteza dijametralno suprotno postavljenih, direktno poređenje testova se ne preporučuje, ali okvirno je moguće doneti zaključke o prednostima i ograničenjima navedenih testova. Naime, prednosti (i ograničenja) svakog od razmatranih testovarazmatraju se u zavisnosti od moći testa, uključenih determinističkih komponenti i veličine panela koji je predmet analize.

Najfrekventnije su u literaturi korišćeni testovi kointegracije zasnovani na analizi reziduala iz ocenjene kointegracione veze, koji često nisu u mogućnosti da odbace nultu hipotezu o nepostojanju kointegracione veze, iako u ekonomskoj teoriji postoje jasne pretpostavke da kointegracija mora postojati (Persyn i Westerlund 2008). Stoga se, u smislu metodologije, iskorak pravi u pravcu modela sa zajedničkim efektima, sa jedne strane, koji dozvoljavaju heterogenost faktorskog opterećenja, ili u pravcu modela sa korekcijom ravnotežne greške u panelu koji dozvoljavaju razlikovanje dugoročne veze i kratkoročno prilagođavanje dugoročnoj vezi. Iako imaju veliku moć i generalno dobre karakteristike prema rezultatima Monte Karlo simulacija, nedostaci testova zasnovanih na modelima sa korekcijom ravnotežne greške su neophodnost ispunjene pretpostavke o slaboj egzogenosti, a takođe, određene distorzije koje se javljaju kada su zajednički faktori neidentifikovani, dapače, moguće je primeniti *bootstrap* tehniku za prevazilaženje tog problema.

Testovi prve generacije polaze od pretpostavke o postojanju jedne kointegracione veze, odnosno od pretpostavke da za sve uporedne podatke postoji tačno jedna kointegraciona veza. Gutierrez (2003), međutim, ukazuju da za veliko  $T$ , ceo panel bi bio "pre-modeliran", jer samo jedan mali deo relacija su u empirijskim odnosima kointegrirane, u odnosu na situaciju sa potpunom kointegracijom u celom panelu u slučaju postojanja jedne kointegracione veze. Naime, Gutierrez (2003) je pokazao da za  $N = 10, 25, \dots, 100$ , i  $T = 10, 25, \dots, 100$ , procenat kointegriranih relacija iznosi  $0, 0.1, \dots, 1$ .

Klasična kointegraciona veza može biti ocenjena i multikointegracionim pristupom, samo što drugi pristup podrazumeva i analizu drugog sloja kointegracija, što obezbeđuje predominantnost metoda multikointegracije u odnosu na kointegraciju. Multikointegracioni pristup podrazumeva proveru dublje veze u sistemu integrisanih varijabli, s obzirom na izvesnu mogućnost (prepreku) da dve varijable ne formiraju jedan, već dva kointegraciona vektora. Reč je mogućnosti jer obezbeđuje polje analize koje je neophodno sa stanovišta ekonomske teorije i čest je slučaj u stok-tok modelima i pri optimiziranju, ali je problem, sa druge strane, jer ukoliko postoje dva kointegraciona vektora, standardna kointegraciona analiza može dovesti do pogrešnih zaključaka, što su pokazali Engsted i Johansen (1997).

Pregled testova kointegracije i multikointegracije u zavisnim i nezavisnim panelima je predstavljen Tabelom 3.5.

**Tabela 3.5** Komparacija testova kointegracije i multikointegracije

	Test	Hipoteza	Specifikacija	Karakteristike	Prednosti	Nedostaci	Monte Karlo
Prva generacija Nezavisnost uporednih podataka	Kao	$H_0$ : odsustvo kointegracije $H_1$ : kointegrisanost	Individualni efekti	Test zasnovan na analizi stacionarnosti reziduala; 4 DF statistike i jedna ADF	Asimptotski normalna raspodela	Homogenost Samo jedna kointegraciona veza Isti broj docnji za sve uporedne podatke	Moć testa je velika u kada je $T$ malo ( $T=10$ ); Sa rastom $N$ test gubi na moći
	McCoskey i Kao	$H_0$ : kointegrisanost $H_1$ : odsustvo kointegracije	Individualni efekti; Vremenski trend	Test zasnovan na analizi stacionarnosti reziduala; Primena LM testova	Robustan na postojanje heteroskedastičnosti  Asimptotski normalna raspodela	Samo jedna kointegraciona veza	Distribucija nije normalna, pa se moment dobijaju Monte Karlo simulacijama
	Pedroni	$H_0$ : odsustvo kointegracije $H_1$ : kointegrisanost		Test zasnovan na analizi stacionarnosti reziduala; 7 testova: grupnih vs. združenih sredina; parametariskih vs. neparametariskih testova	Heterogenost Različiti broj docnji za uporedne podatke		Moć testova je mala kada je $T < N$ ; Sa rastom $T$ povećava se $I$ moć testa

Druga generacija Zavisnost uporednih podataka	Bai i Ng	$H_0$ : odsustvo kointegracije $H_1$ : kointegrisanost		PANIC procedura; Odvojeno testiranje slučajne i zajedničke komponente	Heterogenost		
	Westerlund	$H_0$ : odsustvo kointegracije $H_1$ : kointegrisanost	Individualni efekti; Vremenski trend	Test zasnovan na pristupu modela sa korekcijom ravnotežne greške; 4 testa: panel testovi i testovi grupnih sredina	Obuhvat zavisnosti uporednih podataka, putem <i>bootstrap</i> tehnike	Pretpostavka o slaboj egzogenosti	Dobre osobine kada je $T > N$
	Gengenbach, Urbain, Westerlund			Test zasnovan na pristupu modela sa korekcijom ravnotežne greške I na faktorskoj strukturi; 2 testa	Razlikovanje dugoročne veze od kratkoročnog prilagođavanja; Heterogenost		
Testovi multikointegracije	Granger i Lee	$H_0$ : kointegracija ( $u_{it} \sim I(1)$ ) $H_1$ : multikointegracija ( $u_{it} \sim I(0)$ )		Test zasnovan na dvostepenoj procedure; Analiza zasnovana na kumulisanim rezidualima	Provera postojanja dva kointegraciona sloja; Primena u okviru kombinovanog I(1) i I(2) modela	A priori pretpostavka o postojane prvog kointegracionog sloja	
	Engsted i Haldrup	$H_0$ : kointegracija ( $u_{it} \sim I(1)$ ) $H_1$ : multikointegracija ( $u_{it} \sim I(0)$ )  $H_0$ : odsustvo kointegracije ( $u_{it} \sim I(2)$ ) $H_1$ : kointegracija ( $u_{it} \sim I(1)$ )		Test zasnovan na jednostepenoj procedure; Aanaliza zasnovana na kumulisanim zavisnim i nezavisnim varijablama	Bez a priori pretpostavki; Primena u okviru kombinovanog I(1) i I(2) modela; Provera postojanja dva kointegraciona sloja;		Superkonzistentne ocene;

Izvor: Autorski prikaz.

### 3.3.2 Metodi ocenjivanja heterogenih parametara

Prethodno razmatrane metode ocenjivanja koje podrazumevaju homogenost regresionih parametara, daju nekonzistentne ocene, uvek kada se pretpostavi homogenost regresionih parametara, a da podaci u stvarnosti sadrže heterogene koeficijente (Pesaran, Shin i Smith 1999). Stoga je od izuzetne važnosti razmotriti metode koje mogu obuhvatiti navedenu heterogenost.



Raspoloživost podataka, u smislu da istraživači sve češće mogu formirati svoje uzorke sa velikom dimenzijom  $N$  i  $T$ , dovelo je do sve češće primene heterogenih i nestacionarnih panela. Kada se kaže velika dimenzija  $T$ , misli se na veliku dimenziju u odnosu na one koje su korišćene u mikro panelima, (najčešće  $T > 20$ ), dok je sa stanovišta analize vremenskih serija navedena dimenzija  $T$  relativno mala. Najčešće primenjivane metode koje su robusne na heterogenost regresionih koeficijenata u strukturnoj dimenziji, na postojanje autokorelacije u vremenskoj dimenziji i na postojanje određenih formi endogenosti su metod grupnih sredina (Mean Group Estimator), metod združenih grupnih sredina (Pooled Mean Group Estimator), razvijeni od strane Pesaran, Shin i Smith (1999), potpuno modifikovani metod običnih najmanjih kvadrata (Fully Modified Ordinary Least Squares – FM-OLS) Pedroni-a (2000), metod dinamičkih običnih najmanjih kvadrata (Dynamic Ordinary Least Squares - DOLS) Pedroni-a (2001). Dakle, primenom ovih metoda moguće je obuhvatiti heterogenost, ali ne i zavisnost uporednih podataka.

### **3.3.2.1 Ocena modela sa heterogenim parametrima**

Razmatrane fiksne i stohastičke specifikacije modela panela, odnose se na pretpostavku o heterogenom slobodnom članu, odnosno kompozitnoj slučajnoj grešci, i adekvatno ih je implementirati u mikro panelima. Sa porastom dimenzije  $T$  (npr. u makro panelima u kojima je velika dimenzija  $T$ , kao i  $N$ ) neadekvatna je pretpostavka o homogenosti regresionih parametra, kao i pretpostavka o stacionarnosti varijabli. Naglašavajući potencijalni problem u vezi sa homogenim/heterogenim regresionim parametrima, kao i formulišući nove metode ocenjivanja, značajan doprinos literaturi dali su pre svih Pesaran, Smith, Shin, Phillips, Moon, Baltagi.

#### **3.3.2.1.1 Metod grupnih sredina (MG)**

Metod grupnih sredina kreirali su Pesaran i Smith (1995) sa ciljem da se ocene heterogeni regresioni parametri, na osnovu proseka ocena regresionih parametara dobijenih za svaku jedinicu panela primenom metoda običnih najmanjih kvadrata na svaku jednačinu. Dakle, primena metoda grupnih sredina je zasnovan na dva koraka:

1. Ocena pojedinačnih regresija za svaku jedinicu panela,
2. Utvrđivanje proseka ocenjenih koeficijenata za sve jedinice panela.

Model koji se ocenjuje glasi:

$$y_{it} = \beta_i + \boldsymbol{\beta}_i' x_{it} + c_i t + u_{it}, \quad (3.57)$$

sa ocenom:

$$\hat{\beta}_{MG} = N^{-1} \sum_i \hat{\beta}_i, \quad (3.58)$$

i varijansom:

$$v(\hat{\beta}_{MG}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \bar{\beta})^2, \quad (3.59)$$

gde je  $\beta_i$  slobodni član,  $\boldsymbol{\beta}_i'$  regresioni parametar koji varira po uporednim podacima,  $x_{it}$  matrica eksplanatornih varijabli,  $t$  linearni trend sa regresionim parametrom  $c_i$ . Ocenjeni slobodni članovi su varijabilni i obuhvataju individualne efekte, dok se linearni trend potencijalno uključuje kako bi se obuhvatili neidentifikovani procesi koji su menjaju kroz vreme (eng. *time-variant unobservables*).

Ukoliko je reč o dužoj vremenskoj dimenziji  $T$ , moguće je da u modelu postoje stacionarni i nestacionarni procesi, kao i kointegracija. Pri tome, nestacionarne i kointegrirane varijable obezbeđuju da ocena  $\hat{\beta}_{MG}$  postane superkonzistentna, dok problem nastaje ukoliko je slučajna greška nestacionarna. Tada Coakley, Fuertes i Smith (2006) predlažu uprosečavanje po uporednim podacima koje omogućuje konzistente ocene parametra  $\beta$  za dovoljno veliku dimenziju  $N$ .

Prednost metoda grupnih sredina je što dozvoljava heterogenu ocenu svih parametara, dakle, i slobodnog člana i regresionih parametara ocenjujući zasebne jednačine za svaki uporedni podatak, dok su parametri koji prezentuju ceo panel, dobijeni kao proseci individualnih koeficijenata. Međutim, njegov nedostatak se ogleda u pretpostavci da ne postoji zavisnost između uporednih podataka. Kao što je već navedeno, pretpostavka o nepostojanju zavisnosti uporednih podataka, koja je najčešće neodrživa u makro panelima.

### 3.3.2.1.2 Metod združenih grupnih sredina

Za razliku od modela grupnih sredina (MG) u kojem se ocenjuje  $N$  odvojenih regresija, a zatim računaju srednje vrednosti koeficijenata, sa jedne strane, i združenog modela (modela sa konstantnim parametrima sa druge strane, metod združenih grupnih sredina (PMG) nudi srednje rešenje, prema kom su dugoročni koeficijenti identični, a kratkoročni koeficijenti i varijanse grešaka variraju po uporednim podacima. Pesaran, Shin i Smith (1999) su se bavili metodom združenih grupnih sredina u slučaju stacionarnih i nestacionarnih procesa i izveli asimptotsku distribuciju PMG ocena. Polazi se od sledećeg modela:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \mu_i + u_{it}, \quad (3.60)$$

gde je  $\lambda_{ij}$  koeficijent uz zavisnu varijablu sa docnjom,  $\delta_{ij}'$   $k \times 1$  vektor heterogenih regresionih parametara, a  $\mu_i$  individualni efekti u modelu. U model se mogu uključiti trend i drugi fiksni regresori.

Ukoliko pretpostavimo da su varijable u modelu integrisane reda 1,  $I(1)$ , i da su kointegrisane, slučajna greška je stacionaran proces za svaku jedinicu posmatranja  $i$ . Kada postoji kointegraciona veza, od posebnog interesa je utvrditi kakvi su odgovori varijabli na odstupanja od dugoročne ravnoteže. Stoga je neophodno definisati model sa korekcijom ravnotežne greške, iz kog je moguće uočiti dugoročnu vezu, kao i kratkoročnu dinamiku varijabli koja je određena odstupanjem od ravnoteže. Model sa korekcijom ravnotežne greške glasi:

$$\Delta y_{it} = \Phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + u_{it}, \quad (3.61)$$

gde je  $\Phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ ,  $\theta_i = \sum_{j=0}^q \frac{\delta_{ij}}{(1 - \sum_{k=1}^p \lambda_{ik})}$ ,  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \lambda_{im}$ .

Parametar  $\Phi_i$  je od posebnog značaja i očekivano je da je signifikantan i da uzima negativne vrednosti, upućujući na brzinu prilagođavanja dugoročnoj relaciji.

Ukoliko bi iznosio 0, to bi ukazivalo da u modelu ne postoji dugoročna veza između varijabli. Dugoročnu vezu između varijabli generalno prikazuje parametar  $\theta'_i$ .

Ocenjivanje modela se vrši na osnovu metode maksimalne verodostojnosti, a na osnovu sledeće funkcije verodostojnosti:

$$l_T(\theta', \Phi', \sigma') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta y_i - \Phi_i \xi_i(\theta))' H_i (\Delta y_i - \Phi_i \xi_i(\theta)), \quad (3.62)$$

gde je  $\xi_i(\theta) = y_{i,t-1} - X_i \theta_i$ ,  $H_i = I_T - W_i (W_i' W_i)^{-1} W_i'$ , i

$W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{i,t-1}, \dots, \Delta X_{i,t-q+1})$ , a  $I_T$  jedinična matrica reda T.

PMG pruža niži nivo heterogenosti u modelu, u odnosu na MG model, uz osnovne pretpostavke:

- Slučajna greška ima normalnu raspodelu, nema autokorelacije i nezavisna je od regresora (objašnjavajuće varijable se tretiraju kao egzogene)
- Postoji dugoročna veza između nezavisnih i zavisne promenljive
- Dugoročni koeficijenti su jednaki za sve zemlje.

U empirijskim istraživanjima, važno pitanje se tiče izbora između MG ili PMG specifikacije. Kako PMG model pri računanju dugoročnih koeficijenata koristi sve uporedne podatke i podatke vremenske dimenzije, slično kao model sa konstantnim parametrima, ocene koje se dobijaju metodom PMG su efikasne i konzistentne, ukoliko je restrikcija u smislu homogenosti regresionih parametara opravdana. Provera opravdanosti uvođenja ograničenja na regresione parametre se može proveriti Hausman-ovim testom (o empirijskoj primeni videti u radu Blackburne i Frank 2007), koji računa test statistiku na osnovu matrice varijansi i kovarijansi iz potencijalno efikasnog metoda PMG. Hausman-ova test statistika ima  $\chi^2$  distribuciju, a odbacivanje nulte hipoteze vodi nekonzistentnim ocenama PMG metoda. Tada je potrebno primenjivati MG metodu, koja obezbeđuje konzistentne ocene.

### 3.3.2.2 Pristup modeliranju na osnovu zajedničkih faktora

Problem zavisnosti uporednih podataka, koji je često posledica zajedničkih šokova, dovodi do sve češće potrebe za primenom modela sa zajedničkim efektima (identifikovanih i neidentifikovanih), u kojima se istovremeno analiziraju heterogeni i

zavisni paneli. Stoga, u poslednjih par godina predmet interesovanja ekonometričara je modifikovanje postojećih i formiranje novih modela i metoda ocenjivanja kojima će se obuhvatiti zavisnost između uporednih podataka i heterogenost regresionih parametara. Pesaran-ovi (2006) metodi zajedničkih koreliranih efekata (eng. *Common Correlated Effects* - CCE) su proširenje metoda (zduženih) grupnih sredina sa stanovišta zajedničkih koreliranih efekata, koji je robustan na zavisnost uporednih podataka, a dozvoljava heterogenost regresionih parametara, što predstavlja značajan doprinos literaturi. Reč je metodama grupnih sredina sa zajedničkim koreliranim efektima (eng. *Common Correlated Effects Mean Group* – CCEMG) i zduženih sredina sa zajedničkim koreliranim efektima (eng. *Common Correlated Effects Pooled* – CCEP)

Dodatno, značajan doprinos su dali Eberhardt i Bond (2009) i Eberhardt i Teal (2009; 2013) koji su formirali metod proširenih zduženih sredina (eng. *Augmented Mean Group* – AMG), Timothy Neal (2015) formirajući prošireni panel dinamički metod običnih najmanjih kvadrata (eng. *Augmented Panel Dynamics Ordinary Least Squares* – AP-DOLS) koji obuhvata i problem endogenosti. Alternativni pristupi istom problemu se ogledaju u radu Coakley, Fuertas, Smith (2002), Bai (2009), premda se u radu Bai (2009) polazi od pretpostavke o homogenim regresionim koeficijentima, iako se obuhvata zavisnost uporednih podataka.

Modeli zajedničkih faktora (eng. *Common factor models*) se zasnivaju na ocenjivanju zajedničkih faktora koji uslovljavaju zavisnost između uporednih podataka, ili se zasnivaju na pokušaju da se uticaj zajedničkih faktora izoluje iz modela. Postojanje zajedničkih faktora u modelu često se ne smatra trivijalnom, jer da ne postoji nikakva zajednička nit između uporednih podataka, njihovim kombinovanjem regresija ne bi imala smisla. Dalje, zajednički uticaji mogu biti identifikovani (observed common factors) i neidentifikovani (unobserved common factors), a dovode do korelacije koja nije lažna ili prividna između uporednih podataka. Primer za uticaj identifikovanih faktora je kretanje cene nafte, koju je jednostavno modelirati ukoliko je reakcija svakog uporednog podatka na taj stimulans jednaka. Primer za neidentifikovani šok može biti promena na strani agregatne tražnje ili šokovi na strani ponude. U svakom slučaju, kada postoje zajednički neidentifikovani uticaji i njihov uticaj je *identičan* po uporednim podacima, model sa individualnim efektima bi eliminisao sve uticaje koji dovode do zavisnosti između uporednih podataka (Coakley, Fuertas and Smith 2006). Dodatno,

uticaj zajedničkih faktora može biti različit po uporednim podacima, te se u modeliranju uvodi heterogeno “faktorsko opterećenje”. Dakle, uticaj zajedničkih faktora može biti identifikovan ili neidentifikovan, faktorsko opterećenje homogeno ili heterogeno, uz homogene ili heterogene regresione parametre. Metode se mogu razvrstati na način prikazan u Tabeli 3.6.

**Tabela 3.6** Metode ocenjivanja koje obuhvataju homogene/heterogene regresione parametre i homogeno/heterogeno faktorsko opterećenje

Metode ocenjivanja		Faktorsko opterećenje	
		Homogeno	Heterogeno
Regresioni paametri	Homogen	Specifikacija sa ograničenjem na sve parametre (POLS), fiksna specifikacija sa individualnim (i vremenskim efektima), fiksna specifikacija sa prvim diferencama	Metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEP)
	Homogeni/ Heterogeni	Metod združenih grupnih sredina (PMG)	
	Heterogeni	Metod grupnih sredina (MG)	Metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG), Metod proširenih grupnih sredina (AMG)

Izvor: Autorski prikaz, zasnovano na radovima Markusa Eberhardt-a.

#### *Reprezentacija modela sa zajedničkim faktorima*

Osnovna forma modela sa zajedničkim faktorima, koja direktno obuhvata problem zavisnosti uporednih podataka, te je karakterišu heterogeni regresioni parametri i heterogeno faktorsko opterećenje, prema Eberhardt i Teal (2009; 2010) je:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \beta_i' x_{it} + u_{it}, \\
 u_{it} &= \mu_i + \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it},
 \end{aligned}
 \tag{3.63}$$

gde je kao i u ranijim specifikacijama strukturna dimenzija  $i=1,2,\dots, N$ , vremenska  $t=1,2,\dots, T$ ,  $y_{it}$  je zavisna varijabla predstavljena u logaritamskom obliku.

Objašnjavajućih varijabli  $x_{it}$  kao i u ranijim specifikacijama ima u modelu tačno  $k$ , i one se smatraju faktorima koji su identifikovani, i imaju heterogene regresione parametre  $\beta_i'$  (objašnjavajuće varijable su takođe predstavljane u logaritamskom obliku, a mogu potencijalno biti nestacionarni procesi, kao i sama zavisna promenljiva). Slučajnu grešku čine individualni efekti  $\mu_i$ , zajednički faktori (šokovi) koji su neidentifikovani  $f_t$  (a potencijalno mogu biti nestacionarni procesi), faktorsko opterećenje  $\gamma_i'$  koje je heterogeno i ostatak slučajne greške  $\varepsilon_{it}$ . Ostatak slučajne greške, kao i ukupna slučajna greška su identično i nezavisno distribuirane promenljive (i.i.d.). Zajednički faktori (šokovi)  $f_t$ , dakle, simultano utiču na sve jedinice uporednih podataka, ali sa različitim stepenom uticaja, koje je mereno sa  $\gamma_i = (\gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \dots, \gamma_{im})'$ . Dakle, neidentifikovanih zajedničkih faktora ima ukupno  $m$ , uz pretpostavku da je  $m$  fiksna broj i manji od strukturne dimenzije  $N$ :  $m \ll N$ . U modelu se polazi od pretpostavke da postoji problem endogenosti, odnosno korelisanost između  $x_{it}$  i  $u_{it}$ . Endogenost je posledica mogućnosti da neki zajednički faktori koji su neidentifikovani i utiču na slučajnu grešku, utiču, barem delimično i na objašnjavajuće varijable. Stoga, međuzavisnost u modelu sa faktorskom strukturom raste jer je određena i reakcijom uporednih podataka na eksterne šokove. Dodatno, korelacija između bilo kog para uporednih podataka ne zavisi od toga koliko su jedan od drugog udaljeni, odnosno, korelacija slučajnih grešaka ne mora da postoji samo između onih zemalja koje su geografski blizu, nego između bilo kojih uporednih podataka u panelu. Objasnjavajuće varijable mogu biti definisane na sledeći način, kako bi se prikazao uticaj zajedničkih neidentifikovanih šokova:

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \rho_{2mi} f_{2mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit}, \quad (3.64)$$

gde je objašnjavajuća varijabla  $x_{mit}$  determinisana neidentifikovanim zajedničkim faktorima  $g_{mt}$ , ali i neidentifikovanim zajedničkim faktorima  $f_t$  koji utiče i na slučajnu grešku. Oba zajednička faktora su potencijalno nestacionarna. Kao i zavisnu varijablu, objašnjavajuće varijable imaju različito faktorsko opterećenje  $\delta_{mi}$  za uticaj faktora  $g_{mt}$ , i faktorsko opterećenje  $\rho_{mi}$  za uticaj faktora  $f_t$ .

Dakle, zajednički faktor predstavlja zavisnost između uporednih podataka i omogućuje ocenu modela sa faktorskom strukturom. Stoga, kao što je ranije objašnjeno

da postoji jaka i slaba zavisnost između uporednih podataka, tako se faktor  $f_t$  smatra jakim (na primer, uticaj globalnih šokova), ukoliko važi uslov:

$$\log_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum_{i=1}^N |\gamma_{it}| = K > 0. \quad (3.65)$$

Faktor  $f_t$  se smatra slabim (na primer, efekat prelivanja), i reprezentuje slabu zavisnost između uporednih podataka, ukoliko važi uslov:

$$\log_{N \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^N |\gamma_{it}| = K < \infty. \quad (3.66)$$

Navedenu klasifikaciju na jake i slabe faktore, kao i slučaj između dva navedena uvode Bailey, Kapetanious i Pesaran (2012). Naime, situacije između dve navede smatraju ili polu-slabom ili polu-jakom<sup>8</sup> i definišu eksponent  $\alpha$  koji se kreće u intervalu  $0 \leq \alpha \leq 1$ , pa uslov glasi:

$$\log_{N \rightarrow \infty} N^{-\alpha} \sum_{i=1}^N |\gamma_{it}| = K < \infty. \quad (3.67)$$

S obzirom na mogućnost postojanja jake i slabe zavisnosti između uporednih podataka, pretpostavke vezane za ostatak slučajne greške,  $\varepsilon_{it}$ , su relaksirane, pa ona može sadržati slabu zavisnost između uporednih podataka (CWD) i može sadržati autokorelaciju.

Diferencijacija između alternativnih metoda ocenjivanja modela sa faktorskom strukturom, proizlazi iz pretpostavke o restrikcijama na koeficijente, da li je  $\beta'_i = \beta$ , da li su regresori slabo ili striktno egzogeni, i drugih. U kontekstu navedenog modela sa zajedničkim faktorima i navedenih ograničenja, slede objašnjenja metoda ocenjivanja.

---

<sup>8</sup> Polu-slab faktor:  $0 \leq \alpha \leq \frac{1}{2}$ , a polu-jak faktor:  $\frac{1}{2} \leq \alpha \leq 1$ .



### 3.3.2.2.1 Metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG)

Metodom zajedničkih korelisanih efekata grupnih sredina (CCEMG) se ocenjuju modeli sa heterogenim parametrima i heterogenim faktorskim opterećenjem. Definisan je 2006. godine od strane Pesaran-a zajedno sa drugom varijantom istog metoda, u kojoj se određuju združene sredine (CCEP), odnosno, homogeni parametri. Dakle, distinkcija između dve varijante istog modela je određena pretpostavkom o homogenosti vs. heterogenosti koeficijenata nagiba. Poenta je da se model proširi za vremenske proseke zavisne i nezavisnih varijabli, koji indirektno obuhvataju neidentifikovane zajedničke faktore sa heterogenim opterećenjem po podacima uporednih preseka. Model glasi:

$$y_{it} = \beta_i + \beta_i' x_{it} + c_{1i} \bar{y}_t + c_{2i}' \bar{x}_t + e_{it}. \quad (3.68)$$

gde su  $\bar{y}_t$  i  $\bar{x}_t$  vremenski proseci za sve uporedne podatke u trenutku  $t$  zavisne i nezavisnih varijabli ( $\bar{y}_t = \sum_{i=1}^N \frac{y_{it}}{N}$ ). Jasno je da  $\beta_i'$  predstavlja vektor heterogene parametre,  $c_{1i}$  koeficijent uz vremenske proseke, dok  $c_{2i}'$  obuhvata heterogeno faktorsko opterećenje<sup>9</sup>. Heterogeni regresioni parametri su određeni sa  $\beta_i' = \beta + v_i$ , dakle, stohastičkim modelom u kom  $v_i$  predstavlja odstupanje od homogenog regresionog parametra, a raspoređeno je normalno i nezavisno ostatka slučajne greške  $\varepsilon_{it}$  i regresora  $x_{it}$ . Kao što je ranije naglašeno, u modelu potencijalno postoji problem endogenosti jer neidentifikovani zajednički šokovi,  $f_t$ , ne samo što su deo slučajne greške, nego mogu biti korelisani i sa regresorima. Proširenjem modela vremenskim prosecima zavisne i nezavisnih varijabli, obuhvataju se neidentifikovani zajednički faktori i dobijaju ocene heterogenog faktorskog opterećenja  $\gamma_i'$  što je predstavljeno sa  $c_{2i}'$ .

Ocena model (3.68) je prosek ocena individualnih koeficijenata nagiba:

---

<sup>9</sup> Navedeno je moguće jer ukoliko  $y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it}$  transformišemo u smislu preseka za sve podatke preseka u trenutku  $t$ , na osnovu čega se dobija  $f_t = \bar{\gamma}^{-1}(\bar{y}_t - \bar{\beta} - \bar{\beta}' \bar{x}_t)$ . Ukoliko je  $\bar{\gamma} \neq 0$ , u modelu postoji heterogeno faktorsko opterećenje, a kako je  $\bar{x}_t$  aproksimacija za  $f_t$ , heterogeno faktorsko opterećenje se izražava koeficijentom  $c_{2i}'$ .

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = N^{-1} \sum_i \hat{\beta}_i, \quad (3.69)$$

koje su nepristrasne ocene parametra  $\beta$  što je pokazao Pesaran (2006).

### 3.3.2.2 Metod proširenih grupnih sredina (AMG)

Eberhardt i Teal (2009; 2013) su predložili metod ocenjivanja, metod proširenih grupnih sredina, zasnovanom na Pesaran-ovom CCE metodama ocenjivanja (CCEMG i CCEP), sa istim ciljem, da se ocene heterogeni regresioni parametri i heterogeno faktorsko opterećenje. Metod obuhvata zavisnost između uporednih podataka (SCD) uvođenjem zajedničkog dinamičkog efekta (eng. *Common dynamic effect*) u regresije uporednih podataka. Ideja metoda je da se iz združene (eng. *pooled*) regresije sa prvim diferencama i veštačkim varijablama za vremenske efekte dođe do zajedničkog dinamičkog efekta, koji će zatim biti uključen u linearni model heterogenih panela. Dakle, metod se sprovodi u dva koraka:

1. Definisanje modela sa prvim diferencama i vremenskim veštačkim varijablama:

$$\Delta y_{it} = \beta' \Delta X_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it}, \quad (3.70)$$

gde je  $D_t$  vremenska veštačka varijabla, a koeficijent uz prvu diferencu veštačke varijable  $c_t$ , ekvivalentan je srednjoj vrednosti neidentifikovanih zajedničkih faktora u svim zemljama za svaki period  $t$ . Stoga se uvodi oznaka  $\mu_t^\bullet$  što reprezentuje neidentifikovane zajedničke faktore, a autori ih nazivaju zajedničkim dinamičkim efektima, a jednaki su  $\hat{c}_t = \mu_t^\bullet$ . Zajednički dinamički efekti su preuzeti iz regresije s varijable predstavljene putem prvih diferenci (model (3.69)), usled pretpostavke da su sve varijable, kao i sam proces neidentifikovanih zajedničkih faktora nestacionarni, što bez diferenciranja vodi pristrasnim ocenama. Međutim, Eberhardt i Bond (2009) su pokazali da iako je  $\hat{c}_t$  parametar uz prvu diferencu vremenske veštačke varijable, da ona ustvari prikazuje pre nivo neidentifikovanih zajedničkih faktora nego uticaj faktora od godine do godine. Stoga ga je moguće, kao  $\mu_t^\bullet$ , uključiti u regresiju nivoa.

2. Ocena modela sa varijablom  $\mu_t^\bullet$  primenjujući CCEMG metod:

$$y_{it} = \beta_i + \boldsymbol{\beta}'_i x_{it} + c_{1i}t + \mathbf{d}'_i \boldsymbol{\mu}'_t + e_{it}, \quad (3.71)$$

gde je  $\mathbf{d}'_i$  heterogeno faktorsko opterećenje,  $t$  linearni trend koji je uključen kako bi obuhvatio eventualne vremenske efekte. Ocene AMG metoda se zatim dobijaju izvodeći proseke na osnovu ocena uporednih podataka, kao i u MG i CCEMG metodama.

U sprovedenim simulacijama, ocene po metodu AMG imaju jednako dobre osobine kao i one dobijene metodom CCEMG, u smislu nepristrasnosti i obuhvata zavisnosti između uporednih podataka (CSD).

### 3.3.2.2.3 Metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEP)

Slično oceni modela sa heterogenim parametrima i heterogenim faktorskim opterećenjem metodom grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima, Pesaranov (2006) metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima zasniva se na proseku heterogenog regresionog parametra (i dobijanju homogenog regresionog parametra) uz heterogeno faktorsko opterećenje. Reprezentacija modela glasi:

$$y_{it} = \beta_i + \boldsymbol{\beta}x_{it} + c_{1i}\bar{y}_t + \mathbf{c}_{2i}'\bar{x}_t + e_{it}, \quad (3.72)$$

u kom  $\beta$  predstavlja homogeni regresioni parameter, a  $\mathbf{c}_{2i}'$  heterogeno faktorsko opterećenje. Heterogeno faktorsko opterećenje nastaje jer je odgovor uporednih podataka na neidentifikovan zajednički šok različit. Dodatno, šok može delovati pored direktnog uticaja na faktorsku strukturu slučajne greške i na regresore, podrazumevajući postojanje endogenosti u modelu. Pesaran (2006) je pokazao da je ocena  $\hat{\beta}_{CCEP}$  asimptotski nepristrasna, dok Pesaran i Toseti (2011) pokazuju da ta ocena ima dobre osobine, čak i malim uzorcima, bilo da slučajna greška ima faktorsku strukturu, ili uključuje vremenski proces ili kada je linearna kombinacija oba.

Pregled prednosti korišćenja modela sa zajedničkim korelisanim efektima dali su Chudik i Pesaran (2013) na osnovu studija u kojima su navedene prednosti uočene:

- Neidentifikovani zajednički faktori mogu imati jedinični koren;
- Neidentifikovani zajednički faktori mogu biti kointegrirani;

- Konzistentnost metoda i asimptotska normalnost pri delovanju konačnog broja jakih zajedničkih faktora i beskonačnog broja slabih faktora (pri određenim pretpostavkama vezanim za faktorsko opterećenje slabih faktora);

- Coakley, Fuertes i Smith (2006) su pokazali da je ocena po metodama CCE efikasna u odnosu na one dobijene alternativnim metodama linearnih heterogenih panela Monte Karlo eksperimentima;

- Metod ima dobre osobine i u malim uzorcima, bez obzira na kompoziciju slučajne greške u smislu neidentifikovanih zajedničkih faktora.

Ograničenje koje postoji u okviru CCE metoda se odnosi na egzogenost regresora. Ukoliko su regresori strogo egzogeni, a odstupanje  $v_i = \beta_i - \beta$  nezavisno od ostatka slučajne greške i regresora, ocene parametra  $\beta$  po metodu CCEP i  $\beta_i$  po metodu CCEMG su konzistentne. Međutim, u slučaju slabe egzogenosti regresora, i (ili) korelacije  $v_i$  sa regresorom (ili ostatkom slučajne greške), samo CCEMG obezbeđuje konzistentne ocene.

Iz svega navedenog sledi da se metod zajedničkih korelisanih efekata može koristiti za ocenjivanje modela sa homogenim vs. heterogenim regresionim parametrima uz heterogeno faktorsko opterećenje. Proširenja metoda sa zajedničkim korelisanim efektima predstavljena su u radovima: Chudik, Pesaran, i Tosetti (2011), Chudik, Pesaran (2013), Kapetanious, Pesaran, Yagamata (2011), Pesaran, Tosetti (2011).

### **3.3.3 Poređenje alternativnih metoda za obuhvat homogenih/heterogenih parametara u slučaju postojanja zavisnosti između uporednih podataka**

Izbor optimalnog modela prilikom istraživanja mora da bude zasnovan na kriterijumu koji je parametar od interesa za istraživanje, u smislu da li su u fokusu homogeni parametri, parametri uz grupe zemalja, ili je cilj utvrđivanje specifičnosti svake zemlje. Međutim, nakon što se utvrdi širi okvir potencijalnih metoda sa združenim ili sa heterogenim ocenama, potrebno je primeniti metode koje mogu da obuhvate zavisnost uporednih podataka. Stoga će u nastavku biti prodiskutovano koje metode u tom slučaju treba preferirati i na koji način eventualno korigovati standardne metode, da bi se postigla veća pouzdanost zaključivanja.

Ukoliko je interes da se u istraživanju ocene homogeni parametri, najčešće se primenjuju standardni metodi: združeni obični najmanji kvadrati (POLS), metodi ocenjivana fiksne (FE) ili stohastičk specifikacije (RE) sa individualnim (i vremenskim) efektima. Međutim, ukoliko postoji (a ignoriše se) zavisnost uporednih podataka u modelu i primenjuju se navedeni metodi, dobijene ocene su pristrasne, što su pokazali Kapetanious, Pesaran, Yamagata (2011). Eberhardt i Bond (2009) su pokazali u njihovim Monte Karlo studijama da se ta pristrasnost smanjuje rapidno u svim analiziranim scenariima kada se uključe vremenske veštačke varijable. Stoga autori preporučuju korišćenje proširene specifikacije sa vremenskim efektima čime se u većoj meri eliminiše zavisnost uporednih podataka (model (3.69)). Međutim, navedeno rešenje podrazumeva da je uticaj zajedničkog šoka identičan među uporednim podacima u trenutku  $t$ , što može biti restriktivna pretpostavka u empirijskim istraživanjima. Osim toga, uvođenjem vremenskih veštačkih varijabli obuhvataju se delimično neidentifikovani zajednički efekti, ali se ne dozvoljava heterogenost faktorskog opterećenja, koju obezbeđuju samo modeli sa faktorskom strukturom.

Kada je reč o nestacionarnim panelima ukoliko su zavisna i nezavisne varijable nestacionarne, POLS, FE i 2FE (fiksna specifikacija sa individualnim i vremenskim efektima) zahtevaju homogenu kointegracionu relaciju među njima. Kako su nestacionarni paneli najčešće i heterogeni, bolje rešenje se odnosi na diferenciranje varijabli i primenu FD-POLS metoda (modela sa prvim diferencama ocenjen metodom združenih običnih najmanjih kvadrata (eng. First Difference Pooled Ordinary Least Squares – FD-POLS). Preciznije, Eberhardt i Bond (2009) su pokazali da u slučaju nestacionarnih panela, u kojima je red integrisanosti varijabli 1, model sa prvim diferencama ocenjen metodom FD-POLS, daje nepristrasne i efikasne. Ispostavlja se da metod FD-POLS obezbeđuje gotovo jednake performanse modela kao i metodi zasnovani na zajedničkim korelisanim efektima koji obuhvataju neidentifikovane zajedničke efekte sa heterogenim faktorskim opterećenjem<sup>10</sup>.

Dodatno, u standardnim specifikacijama sa homogenim parametrima, u slučaj da postoji izražena heterogenost među zemljama, moguće je pribeći obuhvatu uslovne

---

<sup>10</sup> Navedeni fenomen je posledica „re-centriranja“ do kojeg dovode vremenske veštačke varijable, tako da postojanje istog faktora u regresorima i grešci ne dovodi do problema endogenosti, niti kreira problem za dobijanje konzistentnih ocena, s obzirom da je korelacija između regresora i slučajne greške u proseku nula (pogledati detaljnije u Eberhardt i Teal 2009).

heterogenosti, grupisanjem zemalja prema određenim kriterijumima i uključivanjem veštačkih varijabli za definisane grupe zemalja, čime je moguće utvrditi promenu odsečka i (ili) nagiba za grupu zemalja i obuhvatiti do određene mere heterogenost u uzorku, a indirektno i zavisnost između zemalja. Međutim ukoliko je cilj obuhvat kompletne heterogenosti u modelu, treba primeniti metod grupnih sredina - MG (ili metod združenih grupnih sredina - PMG u kom su dugoročni koeficijenti zajednički, a kratkoročni heterogeni). Međutim, Eberhardt i Teal (2009) su utvrdili da prisustvo neidentifikovanih faktora u modelima i heterogenih faktorskih opterećenja, kao posledice zavisnosti uporednih podataka, jeste činjenica koja u velikoj meri menja rezultate koji se dobijaju dijagnostičkim testovima: razlika između rezultata MG metoda CCEMG je drastična i ide u prilog CCEMG metodi, koja obezbeđuje robusne ocene u nizu empirijskih provera. Slične upute u pravcu preferabilnog korišćenja CCE metoda generalno, dali su i Kapetanios, Pesaran i Yagamata (2011), naglašavajući da metodi koji ne obuhvataju zavisnost uporednih podataka, faktički ne mogu da prave distinkciju između regresionih parametara i faktorskog opterećenja, jer su determinisani od strane istih neidentifikovanih faktora. Kako isti faktori determinišu i input i output u modelu, posmatranje na njih kao isključivo na input dovodi do pogrešne specifikacije.

Za razliku od klasičnih metoda, metodi sa zajedničkim korelisanim efektima su dizajnirani na način da obuhvate zavisnost uporednih podataka, a mogu biti specifikovani tako da su regresioni parametri homogeni uz heterogeno faktorsko opterećenje – CCEP (metod združenih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima) ili da su i regresioni parametri i faktorsko opterećenje heterogeni – CCEMG (metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima) i AMG (metod proširenih grupnih sredina). Eberhardt i Bond (2009) su pokazali da su navedeni metodi robusni u nizu sprovedenih simulacija. CCE i AMG ocene postaju potencijalno pristrasne samo u slučaju kada je heterogeno faktorsko opterećenje neidentifikovanog faktora korelisano sa identifikovanim faktorima (uključenim regresorima).

Konačno, postoji nedvosmislena saglasnost u literaturi kada je u pitanju dominacija metoda zasnovanih na faktorskoj strukturi u odnosu na standardne metode, čak i u malim uzorcima, što je potvrđeno Monte Karlo simulacijama u radu Eberhardt i Bond (2009).

## **IV POGLAVLJE – EMPIRIJSKI REZULTATI ODRŽIVOSTI JAVNE POTROŠNJE U HETEROGENIM ZEMLJAMA EVROPE**

Nakon prvog dela rada u kom je na sistematičan način proučen problem definisanja koncepta efikasnosti i fiskalne održivosti i okvira za empirijsku proveru, u drugom delu je prikazan metodski deo u kom su predstavljeni alternativni pristupi obuhvata podataka panela kroz duži vremenski period. Postavljeni ciljevi su predstavljeni u uvodnom delu, a primenjeni cilj postaju fokus empirijskog dela, a detaljnije glasi:

(a) analiza fiskalne održivosti sa stanovišta usklađenosti ukupnog nivoa javne potrošnje sa javnim prihodima i javnim dugom, odnosno, ocena da li je fiskalna politika održiva za prosek EU i za pojedinačne zemlje;

(b) analiza intenziteta uticaja pojedinačnih politika javne potrošnje na pogoršanje pozicije deficita, za prosek EU, za grupe zemalja i za pojedinačne zemlje;

(c) analiza efikasnosti politika socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja pri ispunjenju postavljenih ciljeva za prosek EU i za pojedinačne zemlje.

Konsultujući savremenu literaturu iz oblasti politika javne potrošnje i primenjene ekonometrije panela, u vezi sa ciljem definisanim pod (a), strategije u modeliranju se odnose na primenu metoda ocenjivanja makro panela, sa heterogenim parametrima, koji uzimaju u obzir problem potencijalne zavisnosti između uporednih podataka, nestacionarnost i heterogenost preko kointegracione analize, multikointegracione analize i modela sa zajedničkim faktorima.

U vezi sa ciljem definisanim pod (b) opredeljenje u radu je uključivanje drugih eksplanatornih promenljivih u odnosu na fiskalni deficit pored politika javne potrošnje koje su predmet interesovanja, saobrazno kriterijumima ekonomičnosti i kongruentnosti. Zatim, primeniti i komparirati tehnike ocenjivanja klasičnih i makro panela, da bi se dozvolili različiti nivoi heterogenosti u modelu, ali uz sledeće modifikacije:

1. Primeniti metode ocenjivanja klasičnih panela, sa heterogenim slučajnim članom i homogenim regresionim parametrima, ali prilagoditi u sledećem pravcu:
  - potencijalnu neobuhvaćenu heterogenost po uporednim podacima svesti na heterogene grupe (grupe, koje su dakle, heterogene između sebe, a relativno homogene unutar sebe), i njihov uticaj testirati;

- problem potencijalne zavisnosti između uporednih podataka ublažiti uvođenjem pored individualnih i vremenskih efekata;
  - problem nestacionarnosti prevazići transformacijom varijabli u kontekstu prve diference;
2. Primeniti metode ocenjivanja makro panela, sa heterogenim parametrima, koji već uzimaju u obzir problem potencijalne zavisnosti između uporednih podataka, nestacionarnost i heterogenost.

Ocena efikasnosti politika javne potrošnje, definisana pod ciljem (c), analizirana je primenom metoda grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim faktorima, na osnovu kog je moguća komparacija heterogenih regresionih koeficijenata.

Dakle, proverava se svrsishodnost koncepta politika javne potrošnje u ekonomija Evropske Unije, i izvode zaključci vezani za pozitivna/negativna iskustva pri vođenju politika javne potrošnje, na osnovu hipoteza definisanih u sledećem boksu, a prema ciljevima definisanim pod (a), (b) i (c).

#### **Definisanje hipoteza u radu**

##### *Kointegracija (a)*

*Nulta hipoteza: održivost politika javne potrošnje u ekonomijama Evropske Unije.*

*Alternativna hipoteza: slaba održivost ili neodrživost politika javne potrošnje u nekim ekonomijama Evropske Unije.*

##### *Multikointegracija (a)*

*Nulta hipoteza: nepostojanje dubljih veza politika javne potrošnje sa politikom javnog duga u ekonomijama Evropske Unije.*

*Alternativna hipoteza: postojanje dubljih veza politika javne potrošnje sa politikom javnog duga u nekim ekonomijama Evropske Unije.*

##### *Produbljivanje deficita (b)*

*Nulta hipoteza: pojedinačne politike javne potrošnje ne utiču na produbljivanje fiskalnog deficita u ekonomijama Evropske Unije.*

*Alternativna hipoteza: pojedinačne politike javne potrošnje utiču na produbljivanje fiskalnog deficita u nekim ekonomijama Evropske Unije.*

##### *Efikasnost (c)*

*Nulta hipoteza: pojedinačne politike javne politike su efikasne u ispunjenju postavljenih ciljeva u ekonomijama Evropske Unije.*

*Alternativna hipoteza: pojedinačne politike javne potrošnje nisu efikasne u ispunjenju postavljenih ciljeva u nekim zemljama Evropske Unije.*



Primena navedenih metoda i njihova komparacija, podrazumevaće doprinos literaturi o mogućnostima obuhvata i metoda ocenjivanja heterogenih uporednih podataka u podacima panela, pri čemu će se doći do saznanja o postavljenim ciljevima u istraživanju na nivou proseka EU, grupa zemalja i pojedinačnih ekonomija EU. Navedene diverzifikacije će obezbediti uočavanje razmeđa koja postoje među politikama javne potrošnje po zemljama, te mogućnost izdvajanja pozitivnih od negativnih iskustava.

### **1. Raspoloživi podaci i komparacija deskriptivnih statistika**

Uzorak koji se koristi u analizi sastoji se od 28 zemalja Evropske Unije: Austrije, Belgije, Bugarske, Češke, Danske, Estonije, Finske, Francuske, Grčke, Holandije, Hrvatske, Irske, Italije, Kipra, Letonije, Litvanije, Luksemburga, Mađarske, Malte, Nemačke, Poljske, Portugalije, Rumunije, Slovačke, Slovenije, Španije, Švedske i Velike Britanije, u periodu 1995-2014. Težnja da se u analizi koriste balansirani podaci, shodno nemogućnosti mnogih metoda da se primene u nebalansiranom panelu, uslovia je da maksimalan vremenski period bude 20 godina (dakle,  $T=20$ ,  $N=28$ , pa je ukupan broj opservacija 560), jer za navedeno razdoblje postoje raspoloživi podaci. Opređenje da prva godina u analizi bude 1995., nije određena samo neophodnošću obuhvata što dužeg vremenskog perioda, nego i ekonomskim razlozima. Godine 1995. Evropskoj Uniji pristupaju Austrija, Finska i Švedska, kada se formira Evropska Unija petnaestorice, koja do danas čini jezgro Evropske Unije. Takođe, nakon što je 1. novembra 1993. godine stupio na snagu Ugovor iz Mاستrihta, a Evropska ekonomska zajednica preimenovana u Evropsku Uniju, učinjeni su najsnažniji koraci ka unutartržišnim integracijama, jačanju institucija, te pored zajedničkog tržišta ka formiranju i zajedničke valute. Stoga se navedeni period nakon 1993. godine, a pogotovo od 1995. kada su pristupile Evropskoj Unije i tri gore navedene zemlje, smatra prekretnicom za Evropsku Uniju, pa je upravo period “sve uže povezane Unije” (eng. *ever closer union*) predmet analize, odnosno održivost i efikasnost javne potrošnje u takvom okruženju. Definisani uzorak od 20 godina i 28 zemalja spada u grupu malih

uzoraka<sup>11</sup>. U ovoj analizi, podaci su raspoloživi za analizirani period 1995-2014 u potpunosti, te će se sve analize odnositi na taj period i EU-28.

U radu se, kao i u većini empirijskih radova na temu fiskalne održivosti, koriste godišnji podaci, jer se primenjuje analiza jediničnih korena, kointegracije i dugoročnih veza, za čije uspostavljanje je važna dužina uzorka, ali ne njegova frekventnost. Potencijalna alternativa je korišćenje kvartalnih podataka, kao u radu Westerlund i Prohl (2007), ali za svih 28 zemalja, kvartalni podaci nisu dostupni. Svi podaci potiču iz istog izvora Eurostat (dok su korišćeni softveri u istraživanju Stata 13 i eViews 8).

Sa ciljem objašnjenja problema fiskalne održivosti, kao i uticaja politika javne potrošnje na fiskalnu održivost, u smislu potencijalnog remetilačkog faktora, u empirijskim analizama u ovom radu figurira više varijabli (detaljan opis varijabli se nalazi u Apendiksu, Tabela 1a). Varijable će biti razvrstane shodno njihovoj ulozi u odnosu na dva cilja istraživanja. Ključne varijable koje se tiču prvog cilja u istraživanju, analize fiskalne održivosti su budžetske varijable: javna potrošnja, javni prihodi, javni dug i fiskalni deficit.

Korišćene varijable u modelu su računate kao udeo u BDP u cilju eliminisanja uticaja veličine i ekonomske snage zemalja. Kako bi se predstavio budžet, korišćene su varijable udeo javne potrošnje u BDP, udeo javnih prihoda u BDP i udeo javnog duga u BDP. Zasebno figurira varijabla koja predstavlja ukupan nivo udela javne potrošnje u BDP, i varijable koje se tiču pojedinačnih politika javne potrošnje - varijable koje prikazuju javne izdatke za penzije, obrazovanje i zdravstvo. Pridaje se značaj i javnim приходima, odnosno, njihovoj potencijalnoj kointegriranosti sa javnom potrošnjom. Udeo javnog duga u BDP predstavlja najznačajniju varijablu za obezbeđenje fiskalne održivosti. Javni dug je definisan kao konsolidovani bruto dug sektora opšte države (dug centralnog, regionalnog, lokalnog nivoa države i dug fondova socijalnog osiguranja). Rast javnog duga naizgled utiče uspostavljanje fiskalne održivosti (pozitivni znak u jednačinama) – generiše suficit. Međutim rast udela javnog duga u BDP se može pojaviti sa negativnim predznakom u jednačinama, s obzirom na to da viši

---

<sup>11</sup> Eberhadth i Bond (2009) su pokazali zadovoljavajuće performanse malih uzoraka u Monte Karlo studijama pri primeni metoda sa homogenim i heterogenim parametrima, kao i modela sa zajedničkim korelisanim efektima (autori su doneli zaključak na osnovu rezultata simulacija za 5000 ponavljanja u panelu dimenzije  $N=30$  i  $T=20$ ).

javni dug automatski uzrokuje veće izdatke za podmirenje duga, što pogoršava poziciju fiskalnog balansa – generiše deficit (Tujula and Wolswijk 2004).

Varijabla od posebnog interesa je fiskalni suficit/deficit, a može biti merena i predstavljena na različite načine. Stoga je pri definisanju pomenute varijable potrebno razrešiti neke od metodoloških dilema. Prva dilema se odnosi na pitanje da li je potrebno koristiti udeo javnog duga u BDP, ili udeo deficita u BDP pri merenju fiskalne održivosti. Međutim, godišni ciljevi budžeta su uglavnom vezani za udeo deficita u BDP, pre nego za udeo javnog duga u BDP. Kako su analizirani podaci u ovom radu godišnji, fokus je na udelu deficita u BDP, odnosno na tekućoj varijabli. Zatim, koriste se podaci najšireg obuhvata, u smislu Vladinih izdataka, i to bez korekcija vezanih za poslovne cikluse. Dodatno, postoje terminološke razlike vezano za pomenutu varijablu. Naime, često je u upotrebi izraz fiskalna ravnoteža, iako budžet gotovo da nikad nije u ravnoteži, nego upravo suprotno u suficitu ili deficitu. Stoga bi najispravnije bilo koristiti izraz udeo fiskalnog suficita/deficita u BDP. Međutim, kako je u većini ekonomija Evropske Unije budžet u deficitu, pa se ispituje veza javnog duga sa deficitom, u radu će se pod izrazom fiskalni deficit podrazumevati kretanje suficita/deficita budžeta države u BDP.

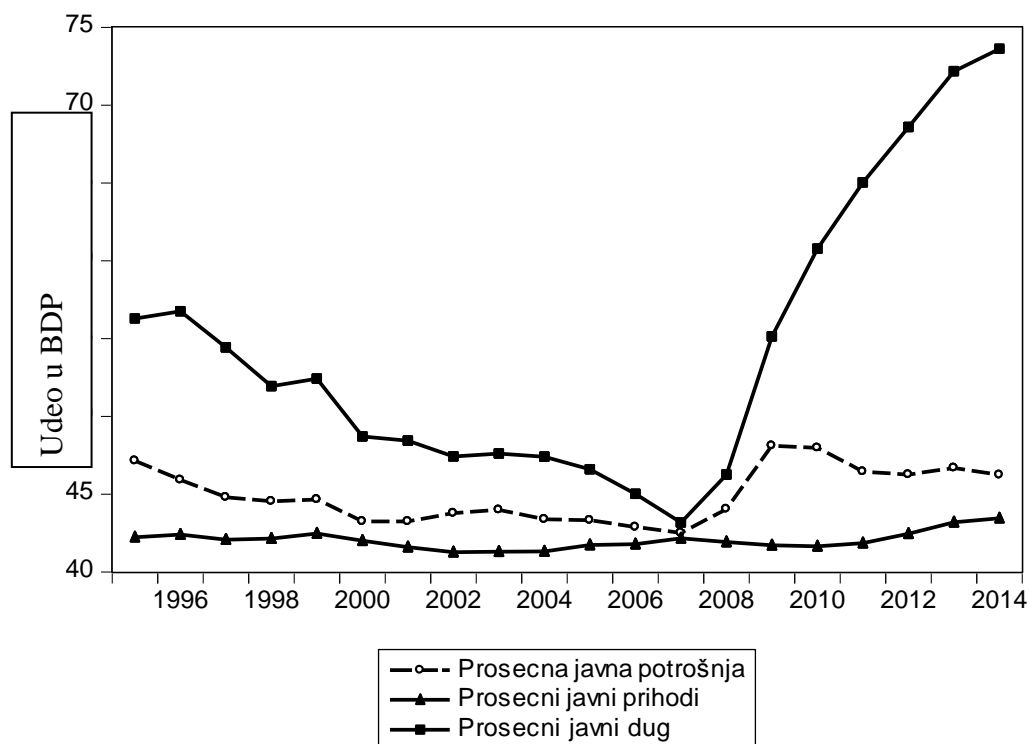
Na osnovnu deskriptivnih statistika za ključne varijable (Tabela 4.1), uočava se da je prosečna vrednost fiskalnog deficita u ekonomijama Evropske Unije u periodu od 20 godina  $-2.771\%$  BDP, dakle, približno donjoj granici koja je utvrđena kriterijumima iz Mاستrihta. Međutim, posmatrajući minimalne i maksimalne vrednosti deficita, odnosno suficita, uočava se da je heterogenost u ekonomijama EU veća nego što se moglo naslutiti. Javna potrošnja je u proseku veća od javnih prihoda, što implicira potencijalne probleme u fiskalnoj politici i finansiranje putem uvećanja javnog duga. Ispostavlja se da je udeo zaduženosti u BDP u proseku veća nego što je udeo javnih prihoda u BDP. Takođe, navedeno iako važi za prosek, svakako nije pravilo za sve zemlje EU, usled postojanja zemalja sa izuzetno niskim nivoom zaduženja, ali i onih kod kojih zaduženost prelazi vrednost BDP-a. Sa stanovišta deskriptivnih statistika za prosek EU prikazanih u Tabeli 4.1 i za pojedinačne zemlje, prikazanih u Apendiksu (Tabele 2a-6a).

**Tabela 4.1** Deskriptivne statistike za ključne varijable (u % BDP)

<b>Pokazatelji</b>	<b>Fiskalni deficit</b>	<b>Javna potrošnja</b>	<b>Javni prihodi</b>	<b>Javni dug</b>
Prosečna vrednost	-2.771	44.948	42.034	54.403
Medijana	-2.700	44.700	41.500	51.300
Maksimum	6.900	66.100	58.800	177.100
Minimum	-32.500	30.500	29.400	3.700
Standardna devijacija	3.640	6.540	6.461	31.276
Koef. asimetrije	-1.192	0.145	0.449	0.746
Koef. spljoštenosti	10.871	2.493	2.459	3.686
Jarque-Bera stat. Verovatnoća	1578.081 0.000	7.980 0.018	25.170 0.000	61.639 0.000
Broj opservacija	560	560	549	548

**Izvor:** autorski proračun.

Na Slici 4.1 je prikazano kretanje javne potrošnje u BDP, javnih prihoda u BDP i javnog duga u BDP za prosek svih zemalja u posmatranom periodu. U periodu od 1995. do početka globalne ekonomske krize 2007. godine, javni dug je u proseku imao tendenciju opadanja, da bi nakon 2007. rapidno počeo da raste i konačno u 2014. godine dostigao prosečnu vrednost od 73% BDP za zemlje EU. Sličnu tendenciju, ali u mnogo manjoj magnitudi, ima kretanje javne potrošnje (Slika 4.1). Dakle, dolazi u proseku do fiskalnog prilagođavanja, smanjenjem javne potrošnje, ali tek nakon 2009. godine. Navedeno upućuje na zaključak da se vremenski efekti ne mogu zanemariti prilikom modeliranja, pogotovo u slučaju javnog duga.



Izvor: autorski prikaz.

**Slika 4.1** Javni dug, javna potrošnja i javni prihodi u periodu od 1995. do 2014. godine za prosek ekonomija EU

### 1.1 Heterogenost uzorka i alternative obuhvata

Modeli uspostavljanja fiskalne održivosti u evropskim zemljama tokom poslednje dve dekade su izuzetno raznoliki. Distanca između zemalja u kontekstu fiskalne održivosti, može biti merena prosečnim fiskalnim suficitom/deficitom u periodu 1990-2014. koji se nalazi u rasponu od 6% BDP u 2006. godini u Luksemburgu, do -32.5% BDP u 2010. godini u Irskoj. Velike razlike u okviru pojedinačnih zemalja beleže i Malta, Slovačka i Mađarska koje su iskusile prosečni deficit veći od -4% BDP za posmatrani vremenski period, usled potperioda sa visokim deficitima (Malta: 1996-2004, Slovačka: 1996-2000, Mađarska: 1995-1999, 2002-2004). Sa druge strane, prosečni fiskalni deficit meren za sve zemlje po godinama, pokazuje da je u posmatranom periodu najniži deficit za sve zemlje ostvaren u 2007. godini -0.2 % BDP, dok je u 2009. godini usled dejstva globalne krize prosek za sve zemlje iznosio -6.3 % BDP. Razlike pri uspostavljanju fiskalne održivosti moraju biti analizirane uzimajući u obzir fiskalni kapacitet zemlje,

moguće fiskalne prihode, kao i vođenje politika javne potrošnje i zaduživanja. Dodatno, razlike pri uspostavljanju fiskalne održivosti među zemljama nisu određene samo ostvarenim standardom, nego i opredeljenjem u sprovođenju različitih politika: orijentacija ka tržišnim mehanizmima sa niskim javnim izdacima ili preuzimanju ključne uloge od strane države kroz izdašne javne izdatke.

Pored prikazanih rezultata deskriptivne statističke analize, provera postojanja specifičnosti vezanih za svaku godinu i za svaku zemlju (ispitivanje njihove heterogenosti), provereno je i formalnim testovima varijabilnosti (Tabela 4.2). Ispostavlja se da se sa stanovišta svake varijable, zemlje između sebe značajno razlikuju, te da je uzorak heterogen. Takođe, razlika od godine do godine za sve uporedne podatke je značajna, sem u slučaju javnih prihoda koji su stabilni kroz vreme, ali značajno različiti po zemljama.

**Tabela 4.2** Testiranje varijabilnosti po zemljama i kroz vreme

	<b>Testiranje varijabilnosti po zemljama</b>			
	Anova F-test		Welch F-test	
	Vrednost	<i>p</i> -vrednost	Vrednost	<i>p</i> -vrednost
Javna potrošnja	55.93	0.0000	82.1555	0.0000
Javni prihodi	223.90	0.0000	317.145	0.0000
Javni dug	54.96	0.0000	224.897	0.0000
Fiskalni deficit	7.22	0.0000	13.1202	0.0000
	<b>Testiranje varijabilnosti kroz vreme</b>			
	Anova F-test		Welch F-test	
	Vrednost	<i>p</i> -vrednost	Vrednost	<i>p</i> -vrednost
Javna potrošnja	2.07	0.0049	2.32	0.0021
Javni prihodi	0.21	0.9999	0.19	0.9999
Javni dug	2.55	0.0003	2.03	0.0085
Fiskalni deficit	6.94	0.0000	5.39	0.0000

**Izvor:** autorski proračun.

Sa ekonometrijskog stanovišta, relativno heterogen uzorak ukazuje na potrebu primene modela u kojima su ograničenja na parametre svedena na minimum, ili modela sa heterogenim slobodnim članovima uz ograničenje na regresione parametre nagiba, ili dozvoliti heterogenost svih parametara. Izbor modela i metoda ocenjivanja ne zavisi samo od karakteristika uzorka, već i od odnosa dimenzija  $N$  i  $T$ . Međutim, analizirani

period obuhvata 20 godina, što je prema nekim klasifikacijama (Tabela 3.1), upravo granica za razlikovanje duge od kratke  $T$  dimenzije. Stoga, razmatranje samo dimenzije  $T$  nije dovoljno da bi se odredili najadekvatniji ekonometrijski metodi koje je potrebno primeniti. U obzir se mora uzeti i niz drugih pokazatelja, među kojima je izuzetno važno da li u podacima panela postoji zavisnost između uporednih podataka. Postoji velika verovatnoća da zavisnost postoji jer je reč o odabranom skupu zemalja, od kojih većina pripada Evropskoj Uniji, što podrazumeva koordinisane reakcije na zajedničke šokove, kao i efekat preliivanja na ostale zemlje kontinenta. Eventualno postojanje zavisnosti između uporednih podataka, podrazumeva neophodnost primene metoda sa zajedničkim korelisanim faktorima, ili eventualno, primenu klasičnih, uz određena prilagođavanja. Stoga je opredeljenje u radu, primeniti metode ocenjivanja makro panela sa heterogenim parametrima, koji već uzimaju u obzir problem potencijalne zavisnosti između uporednih podataka, nestacionarnost i heterogenost.

## 1.2 Zavisnost uporednih podataka

Pesaran-ov CD test je primenjen pre ocenjivanja modela i odnosi se na osobenosti svake od varijabli pojedinačno po pitanju zavisnosti između uporednih podataka. Rezultati testiranja ukazuju da nultu hipotezu o nezavisnosti uporednih podataka treba odbaciti u svim slučajevima (Tabela 4.3). Stoga je, u nastavku analize, neophodno primeniti samo metode analize koje obuhvataju navedenu zavisnost.

**Tabela 4.3** CD test zavisnosti između uporednih podataka

$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = 0, i \neq j$ $H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0, i \neq j$	<b>Test zavisnosti uporednih podataka</b>			
	<b>CD-test</b>	<b>p-vrednost</b>	<b>Korelacija</b>	<b>aps. (korelacija)</b>
Javna potrošnja	22.800	0.000	0.262	0.368
Javni prihodi	8.420	0.000	0.097	0.351
Javni dug	5.360	0.000	0.062	0.397
Fiskalni deficit	25.800	0.000	0.297	0.370

**Izvor:** autorski proračun.

Detektovana zavisnost je očekivana, s obzirom na to da sve zemlje u uzorku pripadaju Evropskoj Uniji, koju veže isti institucionalni okvir. Naime, konstitucionalni dizajn Evropske Unije, koji podrazumeva carinsku uniju, zajedničko tržište, zajedničku poljoprivrednu politiku, poresku harmonizaciju i konačno, zajedničku evropsku monetarnu uniju, neminovno vodi povezanosti i zavisnosti između zemalja. Ipak, iako se veliki stepen nadležnosti koje su direktno vezane za ekonomiju koncentrišu na nivou Evropske Unije, na Evropsku Uniju se pored svih navedenih zajedničkih politika ne može gledati kao na jednu ekonomiju (zemlju), niti na unitarnu državu, usled niza decentralizovanih tendencija, ekonomskih, kulturnih i političkih raznovrsnosti unutar Evropske Unije, a najpre usled fiskalne politike koja nije unifikovana. Stoga ni mehanizmi fiskalne održivosti ne mogu biti isti, ali s obzirom na to da ih isti okvir usmerava, sličnost mora postojati. Dakle, zavisnost definitivno da postoji, ali i heterogenost. Zavisnost između uporednih podataka, zato, može teći iz pravca jednog ili više jedinica panela, ka ostalim, na primer od Nemačke i Francuske ka ostalim zemlja EU, ili od zemalja jezgra EU, ka perifernim zemljama EU. Drugi uzrok zavisnosti može biti posledica „komšijskih“ odnosa, na primer, skandinavskih zemalja.

Postojanje zavisnosti između uporednih podataka dodatno je testirano i nakon ocenjivanja modela primenom CD testa na dobijenim rezidualima, da bi se validnost CD testa potvrdila, ili eventualno opovrgnula.

### **1.3 Testovi jediničnih korena**

Pitanje stacionarnosti i nivoa integrisanosti promenljivih se smatra ključnim u panelima u kojima je dimenzija  $T$  relativno velika, te će u narednim koracima biti ispitana, primenom više testova. Naime, usled ranije navedenih prednosti i ograničenja, potrebno je primeniti više testova jediničnog korena u panelu, kako bi se došlo do pouzdanih zaključaka o nivou integrisanosti promenljivih. Međutim, usled prisustva zavisnosti između uporednih podataka, prednost je neizostavno potrebno dati testovima druge generacije.

Pri primeni testova jediničnih korena u panelu, važno je uzeti u obzir dva važna pitanja:



(1) specifikaciju modela, u smislu modela sa konstantom ili modela sa konstantom i trendom;

(2) određivanje optimalnog broja docnji.

Detaljne analize radi, prikazani su rezultati za modela sa konstantom i model sa konstantom i trendom. Međutim, pošto su sve analizirane varijable predstavljene u formi udela u BDP-u, uključenje trenda se smatra izlišnim (Westerlund i Prohl 2007), pa će se relevantnim smatrati rezultati dobijeni na osnovu modela sa konstantom. Dodatno, s obzirom na drastično opadanje moći modela kada se uključi trend, odluke će se donositi na osnovu modela sa konstantom.

Rezultati testova jediničnih korena prve generacije, zajedno sa robusnim ocenama, prikazani su u Apendiksu (Tabele 9a, b, c, d i Tabela 10a), a pretežno sugerišu da su analizirane varijable nestacionarne, a da je prva diferencija stacionarna, što preliminarno upućuje na zaključak o integrisanosti reda 1.

Od testova druge generacije, primenjen je Pesaran-ov test koji *a priori* uzima u obzir zavisnost između uporednih podataka. Rezultati Pesaran-ovog testa jediničnih korena za ključne varijable fiskalne održivosti, za model sa konstantom i model sa konstantom i trendom, sa tri nivoa docnje (Tabela 4.4). Obe Pesaran-ove statistike, CADF i CIPS, upućuju na nestacionarnost varijabli, sem potencijalne stacionarnosti deficita i javne potrošnje za model bez docnje ili sa jednom docnjom.

**Tabela 4.4** Pesaran-ov test jediničnih korena

CADF i CIPS test $H_0: I(1);$ $H_1: I(0)$	Docnje	Model sa konstantom			Model sa konstantom i trendom		
		Nivo promenljive			Nivo promenljive		
		$\bar{t}$ -statistika (CADF)	$Z(\bar{t})$ - statistika (CIPS)	p- vrednost	$\bar{t}$ -statistika (CADF)	$Z(\bar{t})$ - statistika (CIPS)	p- vrednost
Javna potrošnja	0	<b>-2.573</b>	<b>-4.319</b>	0.000	<b>-2.786</b>	<b>-2.594</b>	0.005
	1	<b>-2.273</b>	<b>-2.766</b>	0.003	<b>-2.571</b>	<b>-1.473</b>	0.070
	2	-1.953	-1.107	0.134	-2.342	-0.273	0.392
Javni dug	0	-1.309	2.236	0.987	-2.011	1.460	0.928
	1	-1.419	1.663	0.952	-2.208	0.432	0.667
	2	-1.166	2.976	0.999	-1.546	3.897	1.000
Javni prihodi	0	-1.856	-0.599	0.274	-2.334	-0.232	0.408
	1	-1.996	-1.328	0.092	-2.242	2.532	0.600
	2	-1.379	1.871	0.969	-1.621	3.504	1.000
Fiskalni	0	<b>-2.719</b>	<b>-5.079</b>	0.000	<b>-2.943</b>	<b>-3.419</b>	0.000

deficit	1	<b>-2.167</b>	<b>-2.217</b>	0.013	-2.416	-0.664	0.254
	2	-1.531	1.082	0.860	-1.649	3.360	1.000

**Napomena:** Kritične vrednosti za model sa konstantom su: -2.070, -2.150 i , -2.320 za nivo značajnosti testa od 10%, 5% i 1%, respektivno. Kritične vrednosti za model sa konstantom i trendom su: -2.580, -2.670, -2.830 za nivo značajnosti testa od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

U narednom koraku se testira stacionarnost prve diference varijabli, kako bi se proverilo da li su varijable integrisane reda 1 ili je potrebno proveravati stacionarnost druge diference. Nakon diferenciranja, i gubljenja opservacija, te nebalansiranog uzorka, putem Pesaran-ovog testa je moguće izračunati samo  $Z(\bar{t})$  statistiku. Ispostavlja se da su sve varijable stacionarne u prvim diferencama, sem eventualne nestacionarnosti javnog duga u slučaju uvođenja dve docnje (Tabela 4.5).

**Tabela 4.5** Pesaran-ov test jediničnih korena za prvu diferencu varijabli

CADF i CIPS test $H_0: I(1);$ $H_1: I(0)$	Docnje	Model sa konstantom		Model sa konstantom i trendom	
		Prve diference promenljivih		Prve diference promenljivih	
		$Z(\bar{t})$ -statistika (CADF i CIPS)	p-vrednost	$Z(\bar{t})$ -statistika (CADF i CIPS)	p-vrednost
Javna potrošnja	0	-20.998	0.000	-19.079	0.000
	1	-8.454	0.000	-5.990	0.000
	2	-5.274	0.000	<b>-1.063</b>	0.144
Javni dug	0	-14.729	0.000	-12.722	0.000
	1	-5.877	0.000	-4.379	0.000
	2	<b>-0.805</b>	0.211	<b>1.066</b>	0.857
Javni prihodi	0	-19.897	0.000	-17.944	0.000
	1	-9.284	0.000	-7.143	0.000
	2	-4.242	0.000	-2.506	0.000
Fiskalni deficit	0	-18.056	0.000	-16.015	0.000
	1	-8.236	0.000	-6.187	0.000
	2	-2.298	0.011	0.378	0.000

**Izvor:** autorski proračun.

Provera pouzdanosti rezultata Pesaran-ovog testa moguća je ukoliko se dozvoli različit broj docnji koje bi trebalo da obuhvate različit nivo autokorelacije za svaki uporedni podatak. Stoga je individualnom analizom vremenskih serija za svaki uporedni podatak pojedinačno, moguće odrediti optimalan broj docnji, a zatim, pri primeni Pesaran-ovog testa koristiti rezultate dobijene prethodnom analizom i definisati

optimalan broj docnji za svaku vremensku seriju pojedinačno. Optimalan broj docnji je moguće utvrditi putem alternativnih kriterijuma, pa su rezultati za kriterijum Ng-Perrona, Schwarz-a i modifikovanog Akaike (MAIC) prikazani u Apendiksu, Tabela 11a. Rezultati Pesaran-ovog testa kada se uključe individualne docnje za svaku jedinicu panela je prikazan u Tabeli 12a u Apendiksu (prosečan broj docnji je prikazan u tabeli). Rezultati upućuju na nestacionarnost nivoa svih analiziranih varijabli i stacionarnost prvih diferenci, sem u slučaju javnog duga gde se ne može doneti konačni zaključak, s obzirom da različiti kriterijumi za izbor optimalnog broja docnji, upućuju na različite zaključke.

Rezultate u vezi sa nivoom integrisanosti varijabli treba oprezno tumačiti, s obzirom na heterogeno postavljenu alternativnu hipotezu u Pesaran-ovom testu. Stoga, konačni zaključak da su javna potrošnja, javni prihodi, javni dug i fiskalni deficit integrisani reda 1, pokazuje da stacionarnost prve diference varijabli postoji samo u **nekim** zemljama EU, ne nužno u svim. U definisanju nivoa integrisanosti javnog duga, postoji ograničenje u smislu da rezultati Pesaran-ovog testa baziranog na individualnim docnjama ukazuju na različite nivoe integrisanosti. Stoga se zaključci donose na osnovu Pesaran-ovog testa sa istim docnjama za svaku jedinicu panela (Tabela 4.5).

O značenju nivoa integrisanosti varijabli sa stanovišta analize fiskalne održivosti, prikazaće analiza koja sledi, a koja je bazirana na kointegracionoj analizi u modelu toka, a zatim multikointegracionoj analizi u modelu stok-tok.

## 2. Održivost javne potrošnje

Prvi potencijalni kriterijum fiskalne održivosti definisan u prvom poglavlju je stacionarnost javne potrošnje i javnih prihoda, ili stacionarnost fiskalnog deficita i javnog duga. Analiza jediničnih korena je pokazala da se pomenute varijable u kontekstu zemalja EU u periodu 1995-2014. ne mogu smatrati stacionarnim. Stoga se prelazi na sledeći potencijalni kriterijum - kointegrisanost javne potrošnje i javnog prihoda i stacionarnost prve (odnosno druge) diference javnog duga. Dakle, pošto je utvrđeno da su javna potrošnja i javnih prihodi integrisani reda 1, sledeći korak empirijske analize odnosi se na proveru da li je linearna kombinacija dve varijable stacionarna, odnosno da li postoji kointegracija. Ukoliko su kointegrisane, sa

kointegracionim vektorom (1, -1), i ukoliko je prva diferencija javnog duga stacionarna, postoji jaka fiskalna održivost. Ukoliko se kointegracioni vektor nalazi u rasponu od 0 do 1, a javni dug je integrisan reda 2, postoji slaba fiskalna održivost. Rezultati analize stacionarnosti javnog duga, upućuju na stacionarnost prve diference, te potencijalnu slabu održivost fiskalne politike, premda je analiza kointegracije neophodna jer predstavlja potreban i dovoljan uslov fiskalne održivosti (jake ili slabe).

## 2.1 Modeli toka - kointegraciona analiza

Kointegracionu analizu je moguće sprovesti na osnovu više testova koji su prethodno analizirani. Međutim, konciznosti radi, u radu će biti prikazani rezultati tri testa: dva statička, bazirana na analizi reziduala, Kao test i Pedroni test, kao i jedan dinamički zasnovan na modelu sa korekcijom ravnotežne greške Westerlund test.

**Tabela 4.6** Kao test kointegracije između javnih prihoda i javne potrošnje

H <sub>0</sub> : nepostojanje kointegracije	Model sa konstantom	
H <sub>1</sub> : kointegracija	t-statistika	p-vrednost
ADF	-4.339	0.000
Rezidualna varijansa	0.000856	
HAC varijansa	0.000765	

**Izvor:** autorski proračun.

Primena Kao testa se zasniva na proveru stacionarnosti reziduala ADF testom, pri čemu je Schwarz-ovim informacionim kriterijumom izabran optimalan broj docnji. Rezultati upućuju na zaključak da su reziduali stacionarni, odnosno da postoji kointegraciona veza između javnih prihoda i javne potrošnje (Tabela 4.6).

Međutim, ograničenje Kao testa se ogleda u pretpostavci o homogenoj strukturi panela, koja verovatno nije ispunjena u analiziranom uzorku. Na navedeno preliminarno upućuju testovi jediničnih korena u panelu druge generacije, koji ukazuju na heterogenost prilikom odabira alternativne hipoteze. Stoga je pitanje homogene/heterogene strukture u panelu ključno jer utiče na izbor testova kointegracije i metoda ocenjivanja. Takođe, važno pitanje se odnosi na uzročnost u panelu, kao i na potencijalnu homogenu/heterogenu uzročnost.

U empirijskim radovima je kointegraciona veza proveravana najčešće pod pretpostavkom Barro-ve (1979) hipoteze da javna potrošnja određuje javne prihode. Navedena uzorčnost je u kontekstu analize fiskalne održivosti definisana od strane Hakkio-a i Rush-a (1991, izraz 1.24), a empirijski je sprovedena u većini radova na temu fiskalne održivosti (Westerlund i Prohl 2007; Campo-Robledo i Melo-Velandia 2015; Afonso i Rault 2015, i drugi). Sa druge strane, u nekim radova se potvrđuje Musgrave-ova hipoteza o determinisanju javne potrošnje od strane javnih prihoda (Bravo, Silvestre 2002) dok su u radovima Alfonso i Jalles (2012, 2015) a, prikazani dvosmerni rezultati, dakle za slučaj kada javna potrošnja uzrokuje javne prihode i kada javni prihodi uzrokuju javnu potrošnju, upućujući na fiskalnu sinhronizaciju.

U nastavku je primenjen Granger-ov test uzročnosti u panelu na stacionarnim reprezentacijama varijabli (prvim diferencama), sa ciljem da se utvrdi smer uzročnosti odnosno da se ispita problem *nexus*-a javna potrošnja-javni prihodi. Granger-ov test primenjen na ceo panel, ukazuje da se na nivou značajnosti testa od 5% odbacuje nulta hipoteza da ne postoji uzročnost iz smera javne potrošnje ka javnim приходima, ukazujući da u panelu pretežno postoji navedena uzročnost, uz primenu koncepta „troši pa oporezuj“ (Tabela 4.7). Sa ciljem da se proverí homogenost vs. heterogenost uticaja po zemljama, primenjen je Dumitrescu i Hurlin (2012) test heterogene uzročnosti u panelu. Nulta hipoteza se odnosi na pretpostavku o homogenoj ne-uzročnosti (egn. *Homogenous Non-Causality – HNC*) prema kojoj ne postoji uzročnost ni u jednoj jedinici panela iz pravca javne potrošnje ka javnim приходima, za razliku od alternativne, prema kojoj postoji uzročnost bar u jednoj jedinici panela, odnosno postoji heterogen uticaj po jedinicama panela. Rezultati ukazuju da je uzročnost heterogena po jedinicama panela (Tabela 4.7). Navedeni rezultat ima dve implikacije: (a) mogućnost egzaktné provere uzročnosti po jedinicama panela<sup>12</sup>; (b) neophodnost primene tehnika za heterogene panela pri oceni modela panela.

---

<sup>12</sup> Provera uzročnosti po jedinicama panela je sprovedena kao dopunska analiza, kojom je potvrđena istinitost rezultata dobijenih primenom testova u panelu, u smislu heterogene uzročnosti i valjanosti Barro-ve hipoteze „troši pa oporezuj“.

**Tabela 4.7** Uzročnost na nivou panela

Granger-ov test uzročnosti			
H <sub>0</sub> : nema uzročnosti	F- statistika		p-vrednost
H <sub>1</sub> : uzročnost			
Javna potrošnja → Javni prihodi	2.92052		0.0086
Dumitrescu i Hurlin test heterogene uzročnosti panelu			
H <sub>0</sub> : heterogena uzročnost	Ponderisana	$\bar{Z}$ - statistika	p-vrednost
H <sub>1</sub> : homogena uzročnost	W- statistika		
Javna potrošnja → Javni prihodi	6.81718	0.93907	0.3477

**Izvor:** autorski proračun.

Druga implikacija, heterogena uzročnost i potreba za primenom heterogenih tehnika u panelu, upućuje na primenu Pedroni i Westerlund testova kointegracije koji polaze od pretpostavke o heterogenom panelu.

**Tabela 4.8** Pedroni test kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda

H <sub>0</sub> : nepostojanje kointegracije	Model sa individualnom konstatom			
H <sub>1</sub> : kointegracija	Statistika	p-vrednost	Ponderisana statistika	p-vrednost
Zajednički autoregresioni koeficijenti				
Panel v	2.9235	0.0017	2.94190	0.0016
Panel ρ	-3.8743	0.0001	-4.57001	0.0000
Panel PP	-5.5714	0.0000	-6.65028	0.0000
Panel ADF	-2.3238	0.0101	-3.10797	0.0009
Individualni autoregresioni koeficijenti				
Grupna ρ	-2.24895	0.0123		
Grupna PP	-7.07719	0.0000		
Grupna ADF	-3.27602	0.0000		
<b>Ocena PDOLS</b>				
Log (javni prihodi)	Beta		t- statistika	
	0.2034		8.587	
Test	Beta=0		Beta=1	
	F- statistika	p- vrednost	F- statistika	p- vrednost
	6.47	0.0203	45.05	0.000

**Izvor:** autorski proračun.

Pedroni testovi zasnovani na parametarskim i neparametarskim metodama, ponderisanim i neponderisanim statistikama, jednoznačno upućuju na postojanje kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda. Primenom Pedroni dinamičkog metoda najmanjih kvadrata za panele, zasnovanog na metodu grupnih sredina, ocenjen je kointegracioni vektor (Tabela 4.8). Detaljnije, kointegraciona veza je ocenjena za svaku jedinicu panela. Koristeći različit broj docnji, određen na osnovu Akaike

informativnog kriterijuma i leads-a, eliminiše se efekat povratne sprege u modelu i problem endogenosti.

Ocena kointegracionog vektora, iznosi 0.2034 upućujući da ne postoji kointegracioni vektor (-1,1). Međutim, prema Quintos-ovoj (1995) pretpostavci da je održivost slaba kada se kointegracioni vektor nalazi u intervalu od nule do 1, na osnovu Pedroni-jevog testa se zapravo može doneti zaključak o slaboj fiskalnoj održivosti u zemljama EU-28 u periodu 1995-2014. Pogotovo je ispravno tvrditi da postoji slaba fiskalna održivost, kada se uzmu u obzir rezultati test statistika u kojima je nulta hipoteza postavljena tako da ispituje da li je kointegracioni koeficijent jednak 1, a u drugom slučaju da je jednak 0. U oba slučaja se odbija nulta hipoteza, što ukazuje da je fiskalna politika slabo održiva. Navedeni testovi Pedroni-ja, mogu biti limitirani jer ne uzimaju u obzir u potpunosti zavisnost između uporednih podataka. Naime, Peroni-jevi testovi su pouzdani samo ukoliko se pretpostavi da je uticaj neidentifikovanih faktora koji uslovljavaju postojanje zavisnosti između uporednih podataka identičan po jedinicama panela. Navedeno može biti tačno pri delovanju šokova, kao što je u slučaju analiziranog uzorka uticaj ekonomske krize, ali ne nužno, jer je moguće da uticaj kreće od jezgra EU ka drugim zemljama u uzorku. Stoga se pribegava primeni Westerlund-ovog testa uz korekcije vezane za dobijanje robustnih ocena (Tabela 4.9), zasnovano na radu Persyn i Westerlund (2008). Utvrđeni smer uzročnosti je od posebne važnosti u slučaju Westerlund-ovog testa kointegracije druge generacije, gde postoji pretpostavka o slaboj egzogenosti regresora.

**Tabela 4.9** Westerlund-ov test kointegracije

Test	Vrednost	Z-vrednost	p-vrednost	Robustna p-vrednost (bootstrap)
<b>Javna potrošnja → Javni prihodi</b>				
H <sub>0</sub> : nema kointegracije; H <sub>1</sub> : kointegrisana je bar jedna jedinica panela (heterogena pretpostavka)				
Gt	-2.077	-1.762	0.039	<b>0.025</b>
Ga	-4.881	2.198	0.986	<b>0.033</b>
H <sub>0</sub> : nema kointegracije; H <sub>1</sub> : kointegrisane su sve jedinice panela (homogena pretpostavka)				
Pt	-9.198	-1.547	0.061	<b>0.100</b>
Pa	-3.421	0.965	0.833	<b>0.145</b>
Prosečan broj docnji određen AIK kriterijumom: 1				
Prosečan broj leads određen AIK kriterijumom: 2				

**Izvor:** autorski proračun.

Na osnovu Akaike-ovog informacionog kriterijuma je određen optimalan broj docnji, a model sadrži konstantu (kao i u ranijim empirijskim koracima, uvođenje trenda se smatra neopravdanim). Nulta hipoteza u prva dva testa koja su zasnovana na grupnim sredinama glasi da nema kointegracije, naspram alternativne da postoji bar jedna kointegraciona relacija, dok je alternativna hipoteza u druga dva, panel testa, da postoji kointegracija za sve uporedne podatke. U prvom delu tabele je testirana kointegraciona veza u kojoj se uzročnost kreće od javne potrošnje ka javnim prihodima, ukazujući na hipotezu „troši pa oporezuj“. Na osnovu  $p$ -vrednosti testa ne može se doneti zaključak o (ne)postojanju kointegracione veze, s obzirom na činjenicu da test u svom osnovnom obliku ne podrazumeva postojanje zavisnosti između uporednih podataka. Kako je CD testom prikazano da postoji pomenuta zavisnost, relevantni zaključci na osnovu Westerlund-ovog testa se mogu doneti tek nakon sprovođenja bootstrap procedure. S obzirom na veličinu uzorka, bilo je moguće sprovesti najviše 400 uzastopnih koraka u procesu bootstrap, a rezultati su prikazani u koloni nazanoj robustna  $p$ -vrednost. Nakon korekcija  $p$ -vrednosti, kako bi se eliminisala zavisnost uporednih podataka, ispostavlja se da Westerlund test ukazuje da postoji kointegraciona veza bar kod jednog od uporednog podatka, što se može zaključiti na osnovu testova zasnovanih na grupnim sredinama ( $G_t$  i  $G_a$ ). Testovi panela ( $P_t$  i  $P_a$ ), s obzirom na homogenu alternativnu hipotezu, da su sve jedinice panela kointegrirane, ne mogu da odbace nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije. Konačno, zaključak koji se izvodi na osnovu Westerlund-ovog testa kointegracije zasnovanom na grupnim sredinama da bar jedna jedinica panela nije kointegrirana. Stoga je potrebno proveriti za koje jedinice se zaključuje da nisu kointegrirane, a za koje da su kointegrirane, odnosno potrebno je oceniti kointegracione parametre, metodama panela koje pružaju saznanje o heterogenoj prirodi kointegracione veze.

Kao što je ranije definisano, ocenjivanje dugoročne kointegracione veze koja može biti homogena/heterogena, sprovodi se primenom metoda grupnih sredina ili primenom metoda združenih grupnih sredina. Definiše se sledeći model panela sa korekcijom ravnotežne greške, u kom se uzročnost kreće iz pravca javne potrošnje ka javnim prihodima:

$$\Delta lR_{it} = \Phi_i(R - \theta_i lE_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta lR_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta lE_{i,t-j} + \mu_i + u_{it}. \quad (4.1)$$



Ocenjen je model panela sa korekcijom ravnotežne greške primenom metoda združenih grupnih sredina i grupnih sredina, na osnovu empirijskih uputa Blackburne III i Frank-a (2007) i Eberhardt (2011). Akaik-ovim informacionim kriterijumom je specifikovano da je optimalan model ARDL(p,q) (eng. *Autoregressive distributed lags*), model ARDL(1,1).

U Tabeli 4.10 prikazani su rezultati primene pomenutih metoda. Ispostavlja se da je homogena veza, odnosno kointegracioni vektor primenom metoda grupnih sredina nešto veći od onog dobijenog primenom metoda združenih grupnih sredina, ali u oba slučaja se na nivou značajnosti od 10% odbacuje nulta hipoteza da je kointegracioni vektor jednak jedinici. Navedeno upućuje na zaključak o slaboj održivosti u evropskim zemljama uz stav Quintos-a (1995) da je  $0 < b < 1$  (odnosno  $0 < \theta < 1$ ) potreban i dovoljan uslov slabe fiskalne održivosti, ukoliko se dugoročni kointegracioni koeficijent značajno razlikuje od nule. Primenom Wald-ovog testa je pokazano da se mora odbaciti hipoteza da je  $\theta = 0$ , odnosno izvodi se zaključak da je  $\theta$  značajno različito od 0 i da važi slaba fiskalna održivost u evropskim zemljama. Ocenjeno prilagođavanje ravnotežnoj vezi je takođe intenzivnije kada se primenjuje metod grupnih sredina. Međutim, Hausman-ov test na osnovu kog je moguće proveriti da li je opravdano uvoditi heterogene koeficijente za dugoročne veze ili se, pak, ocene ne razlikuju značajno, ukazuje da je optimalan model, ocenjen metodom združenih grupnih sredina. Dakle, izvodi se zaključak da je fiskalna politika slabo održiva u zemljama Evropske Unije.

**Tabela 4.10** Homogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina

Zavisna varijabla: log. javnih prihoda	Homogena dugoročna veza ( $\theta$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )		$\Delta IE$		$\mu_i$	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
Metod grupnih sredina	0.5929	0.006	-0.3741	0.000	-0.003	0.928	0.773	0.000
$\theta = 1$	$\chi^2=3.50$	0.061						
Metod združenih grupnih sredina	0.3728	0.000	-0.3249	0.000	0.0085	0.823	0.7577	0.000
$\theta = 1$	$\chi^2=263.$	0.000						

	96			
<b>Hausman-ov test homogenosti dugoročne ravnotežne veze</b>				
	MG	PMG	MG-PMG	
Dugoročna veza	0.5929	0.3728	0.2201	
Hausman-ova test statistika	0.82			
p-vrednost	0.3661			
<b>ARDL (1,1)</b>				

**Izvor:** autorski proračun.

Iako Hausman-ov test pokazuje da se dugoročni koeficijenti ne razlikuju u većoj meri, predmet istraživanja u ovom radu je da se otkrije u kojim zemljama konkretno, postoji problem fiskalne održivosti. Stoga se u nastavku prikazuju heterogeni koeficijenti za oba modela, ocenjena metodom grupnih sredina i združenih grupnih sredina, kako bi se testirala dugoročna veza za svaku zemlju pojedinačno. Iako nadmoćniji u smislu dobijanja efikasnih ocena, metod združenih grupnih sredina ne može obezbediti odgovor na pitanje održivosti u pojedinačnim zemljama s obzirom da pruža podatak samo o zajedničkoj dugoročnoj vezi. Sa druge strane, metodom grupnih sredina se može doći do odgovora jer pored zajedničke dugoročne veze, prikazuje rezultate za pojedinačne dugoročne veze po zemljama, koje je dalje moguće testirati. Stoga se prikazuju i rezultati metoda grupnih sredina, čije su ocene konzistentne, pa se mogu smatrati pouzdanim pri donošenju zaključaka.

**Tabela 4.11** Heterogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina

Zavisna varijabla: log javnih prihoda	Metod združenih grupnih sredina		Metod grupnih sredina						Zaključak
	Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )		Heterogena dugoročna veza ( $\theta$ )		$\theta=1$		
Zemlje	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	$\chi^2$	p-vred.	
Belgija	<b>-0.394</b>	<b>0.002</b>	-0.326	0.016	<b>0.685</b>	<b>0.006</b>	1.59	0.206	Održivo
Bugarska	<b>-0.362</b>	<b>0.018</b>	-0.224	0.160	-1.485	0.407			Neodrživo
Češka	<b>-0.466</b>	<b>0.009</b>	<b>-0.345</b>	<b>0.066</b>	<b>1.241</b>	<b>0.089</b>	0.11	0.740	Održivo
Danska	<b>-0.349</b>	<b>0.037</b>	-0.136	0.673	1.195	0.677			<i>Održivo?</i>
Nemačka	-0.219	0.186	-0.255	0.162	-0.054	0.904			<i>Održivo?</i>
Estonija	<b>-0.409</b>	<b>0.016</b>	<b>-0.427</b>	<b>0.020</b>	<b>0.659</b>	<b>0.013</b>	1.66	0.197	Održivo
Irska	-0.090	0.187	<b>-0.274</b>	<b>0.036</b>	-0.052	0.703			Neodrživo
Grčka	-0.014	0.810	-0.017	0.801	1.143	0.823			Neodrživo

Španija	-0.157	0.104	<b>-0.646</b>	<b>0.006</b>	<b>-0.338</b>	<b>0.008</b>			Neodrživo
Franc.	<b>-0.293</b>	<b>0.062</b>	-0.234	0.131	<b>1.072</b>	<b>0.073</b>	0.01	0.903	Održivo
Hrvatska	-0.048	0.329	<b>-0.177</b>	<b>0.054</b>	-0.353	0.145			Neodrživo
Italija	-0.271	0.101	<b>-0.360</b>	<b>0.028</b>	<b>1.069</b>	<b>0.005</b>	0.03	0.855	Održivo
Kipar	-0.160	0.179	<b>-0.293</b>	<b>0.070</b>	<b>0.958</b>	<b>0.006</b>	0.01	0.906	Održivo
Letonija	<b>-0.287</b>	<b>0.078</b>	-0.289	0.117	0.339	0.353			Neodrživo
Litvanija	<b>-0.420</b>	<b>0.066</b>	-0.405	0.112	0.248	0.265			Neodrživo
Mađarska	-0.222	0.137	-0.221	0.187	0.418	0.747			Neodrživo
Malta	-0.114	0.399	-0.159	0.243	5.680	0.241			Neodrživo
Holandija	<b>-0.444</b>	<b>0.003</b>	<b>-0.536</b>	<b>0.003</b>	0.174	0.279			Neodrživo
Austrija	<b>-0.620</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.625</b>	<b>0.010</b>	<b>0.342</b>	<b>0.012</b>	9.81	0.001	Slabo održivo
Poljska	<b>-0.386</b>	<b>0.022</b>	<b>-0.468</b>	<b>0.028</b>	<b>0.705</b>	<b>0.062</b>	0.60	0.436	Održivo
Portugal.	<b>-0.240</b>	<b>0.076</b>	<b>-0.285</b>	<b>0.063</b>	<b>0.650</b>	<b>0.015</b>	1.70	0.192	Održivo
Rumunija	<b>-0.535</b>	<b>0.011</b>	<b>-0.536</b>	<b>0.024</b>	0.350	0.153			Neodrživo
Slovenija	<b>-0.630</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.734</b>	<b>0.000</b>	<b>0.323</b>	<b>0.000</b>	14.7	0.000	Slabo održivo
Slovačka	<b>-0.372</b>	<b>0.003</b>	<b>-0.380</b>	<b>0.045</b>	<b>0.387</b>	<b>0.093</b>	7.05	0.007	Slabo održivo
Finska	<b>-0.621</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.733</b>	<b>0.000</b>	<b>0.292</b>	<b>0.000</b>	98.0	0.000	Slabo održivo
Švedska	<b>-0.323</b>	<b>0.009</b>	<b>-0.358</b>	<b>0.003</b>	<b>0.791</b>	<b>0.000</b>	0.97	0.325	Održivo
V. Britan.	-0.233	0.279	<b>-0.501</b>	<b>0.040</b>	0.029	0.856			Neodrživo
Luksem.	-0.404	0.037	<b>-0.515</b>	<b>0.023</b>	0.127	0.495			<i>Održivo?</i>

**Izvor:** autorski proračun.

Na osnovu rezultata oba metoda ocenjivanja i provere heterogenih korekcija ravnotežne greške (Tabela 4.11), ispostavlja se da Austrija, Slovenija i Finska imaju najizraženije mehanizme za vraćanje na ravnotežni dugoročni nivo, dakle preko 60% odstupanja od ravnoteže biva korigovano u jednoj godini, dok je najslabije prilagođavanje uočeno kod Portugalije kod oba metoda i kod Hrvatske i Irske pri primeni metoda združenih grupnih sredina (samo 20% odstupanja od ravnotežnog nivoa se koriguje u jednoj godini). Navedeno se ispostavlja logičnim, s obzirom na krize u fiskalnom sektoru u pomenutim zemljama. Dalje, za heterogene kointegracione vektore u okviru metoda grupnih sredina testira se jednakost sa jedinicom kako bi se potvrdila ili opovrgnula teza o održivosti. Ispostavlja se da kointegracioni vektori nisu statistički različiti od 1 za Belgiju, Češku, Estoniju, Francusku, Italiju, Kipar, Poljsku, Portugaliju i Švedsku, što govori o fiskalnoj održivosti u nabrojanim zemljama, ali samo sa stanovišta usklađenosti javnih prihoda i javne potrošnje. U modelu sa korekcijom ravnotežne greške nije merena veza sa javnim dugom, što ukazuje da postoji samo na usklađenost varijabli toka. Slabo održivu fiskalnu politiku imaju Austrija, Slovenija,

Slovačka i Finska, dok ostale zemlje vode neodrživu fiskalnu politiku. Premda, iako je nemoguće sprovesti test održivosti za Dansku, Nemačku i Luksemburg jer ne postoji kointegraciona veza, ranije je objašnjeno da postoji izuzetak za obezbeđenje uslova održivosti i kada ne postoji kointegracija, a u pitanju je situacija kada su javni prihodi veću u odnosu na javnu potrošnju. Navedeno se upravo dešava u ovim zemljama: prosečni javni prihodi u analiziranom periodu su 54.91 % BDP u Danskoj, 44.17 % BDP u Nemačkoj i 43.22 % BDP u Luksemburgu, dok je prosečna javna potrošnja 54.62 % BDP u Danskoj, 44.01 % BDP u Nemačkoj i 41.30 % u Luksemburgu. Stoga se može, uz dozu opreznosti, zaključiti da su i u ovim zemljama fiskalne politike održive (pogledati detaljnije podatke u Apendiksu).

Navedeni rezultati ocene modela sa korekcijom ravnotežne greške primenom metoda grupnih i združenih grupnih sredina, imaju najmanje dva ograničenja. Prvo, ne uzima se u obzir održivost uključujući akumulisani javni dug. Na primer, zemlje koje imaju visok nivo udela javnog duga u BDP, na primer Belgija, Francuska, Italija, Portugalija, u ocenjenom modelu se prikazuju kao da vode održivu politiku, ali njihova održivost može postati upitna kada se uzme u obzir na koji način postoji usklađenost javnih prihoda sa javnom potrošnjom: da li usled rasta oporezivanja ili, izvesnije, usled rasta javnog duga. Drugo, metod grupnih i združenih grupnih sredina ne uzima u obzir potencijalnu zavisnost između uporednih podataka. Na primer, na osnovu rezultata, fiskalna politika Nemačke se prikazuje kao neodrživa što je iznenađujući rezultat, koji može biti pogrešno predstavljen zbog postojanja zavisnosti uporednih podataka, odnosno, potencijalnog dominantnog faktora koji je izvorno u Nemačkoj, a koji utiče na ostale zemlje u uzorku kreirajući zavisnost uporednih podataka.

Relevantnost dobijenih rezultata je moguće proveriti putem provere robusnosti u tri konteksta: (1) provere ispravnosti definisane hipoteze, u smislu uzročnosti, i potencijalne promene rezultata kod zemalja kod kojih je uzročnost definisana na način koji ne preovlađuje (u smislu da nije reč o hipotezi „troši pa oporezuj“, nego „oporezuj pa troši“), (2) skraćanja veličina uzorka u dimenziji N, (3) produženja veličine uzorka u dimenziji T. U nastavku su sprovedene navedene provere robusnosti.

### 2.1.1 Provera robusnosti – hipoteza „oporezuj pa troši“

Proveru robusnosti rezultata je moguće obezbediti i ponovnom ocenom modela, pre svega za zemlje u kojima je na snazi hipoteza „oporezuj pa troši“, u kojem varijable zamenjuju strane. Naime, varijabla javna potrošnja postaje zavisna, a javni prihodi nezavisna varijabla. Poznato je da je navedeno moguće pri kointegracionoj analizi (Engsted 1997, Tronzano 2012). U apendiksu se nalaze rezultati kointegracione analize, primenom Westerlund-ovog testa (Tabela 13a), pri čemu dobijeni rezultati koincidiraju sa rezultatima dobijenim u slučaju da se uzročnost kreće od javne potrošnje ka javnim prihodima – prihvata se alternativna hipoteza da u nekim zemljama postoji kointegracija (usled heterogene alternativne hipoteze). U modelu u kom uzročnost potiče od javnih prihoda ka javnoj potrošnji, ocenjena homogena dugoročna kointegraciona veza iznosi 0.05118, primenom metoda združenih grupnih sredina (rezultati se nalaze u Apendiksu, Tabela 14a). Iako niži dugoročni koeficijent, i dalje je značajno različit od nule, što vodi istom zaključku kao i u slučaju uzročnosti koja je obrnuto postavljena. Ocenjeno prilagođavanje dugoročnoj ravnotežnoj vezi je nešto intenzivnije u novoj specifikaciji, značajno je i sa očekivanim predznakom. Dalje, postavljeno je pitanje da li se ocenjena kointegraciona veza treba smatrati homogenom ili heterogenom, pa je model ocenjen metodom grupnih sredina (Tabela 15a), koji dozvoljava heterogenost dugoročne kointegracione veze. Na osnovu Hausman-ovog testa je zaključeno da se ne može odbaciti nulta hipoteza da ne postoji značajna razlika između ocena dva metoda ocenjivanja, pa se odluka donosi u pravcu primene metoda združenih grupnih sredina, koji daje efikasne i konzistente ocene, u odnosu na ocene koje su samo konzistente pri primeni metoda grupnih sredina. Navedeno indirektno upućuje na homogenost dugoročne kointegracione veze. Nakon što je utvrđeno da je dugoročna kointegraciona veza homogena, a fiskalna politika slabo održiva u evropskim zemljama, potrebno je sprovesti analizu reakcije javne potrošnje na promenu javnih prihoda po zemljama Evropske Unije. Postoji različit stepen prilagođavanja dugoročnoj vezi (u jačem intenzitetu u Bugarskoj, Češkoj, Nemačkoj, Austriji, Mađarskoj), dok postoji i grupa zemalja u kojima prilagođavanje iako slabog intenziteta, nije statistički značajno (Irska, Grčka, Portugalija, Španija, Kipar), dakle, u kojima ne postoji fiskalno prilagođavanje, ili je na osnovu analize zasnovane samo da javnim prihodima i javnoj potrošnji

nemoguće uočiti, sve dok se u analizu ne uključi i problem javnog duga. Interesantno je da u zemljama kod kojih je uočeno da se uzročnost pretežno kreće u suprotnom smeru od većine zemalja Evropske Unije, u kojima je, dakle, na snazi hipoteza „oporezuj pa troši“, prilagođavanje ravnotežnoj vezi u specifikaciji u kojoj je uzročnost tako postavljena, postaje značajno i intenzivnije, pogotovo u Litvaniji (0.6743).

Konačno, da bi se utvrdio opseg veze između javnih prihoda i javne potrošnje, primenjeni su metodi ocenjivanja sa zajedničkim koreliranim efektima, koji uzimaju u obzir zavisnost između uporednih podataka (rezultati se nalaze u apendiksu, Tabela 14a). Komparacije radi, prikazani su i rezultati metoda grupnih sredina, pri čemu se jasno vidi koliko metod ocenjivanja može biti nepouzdan kada postoji zavisnost uporednih podataka. Koeficijenti se u velikoj meri razlikuju u odnosu na koeficijente dobijene Pesaran-ovom (2006) metodom zajedničkih koreliranih efekata i metodom proširenih grupnih sredina (Ebderhard i Teal 2009).

Provera robusnosti ukazuje da su rezultati dobijeni u slučaju kada se uzročnost kreće od javne potrošnje ka javnim prihodima pouzdani, jer su ključni zaključci isti, postoji kointegracija u nekim od zemalja Evropske Unije, fiskalna politika je slabo održiva, pri čemu je dugoročna veza homogena u zemljama Evropske Unije, dok je kratkoročno prilagođavanje heterogeno. Rezultati u slučaju obrnute uzročnosti dodatno obezbeđuju povoljnije rezultate za zemlje kod kojih je utvrđena politika „oporezuj pa troši“ jer način na koji je predstavljen robusni metod izražava pravu prirodu veze.

### **2.1.2 Provera robusnosti – skraćenje dimenzije N**

Radi eventualne provere robusnosti rezultata promenom dimenzije N i dobijanjem uzorka koji je u većoj meri homogen, eliminisane su zemlje koje su pristupili EU tokom „istorijskog proširenja“ 2004. godine, a zatim 2007. i 2013. godine, pa je ponovo ocenjen model sa korekcijom ravnotežne greške metodom grupnih sredina i metodom združenih grupnih sredina. Uzorak u kom je N smanjeno na 15 zemalja, podrazumeva homogeniji skup zemalja, koje čine samo jezgro EU, a može biti adekvatniji, jer je model sa združenim grupnim sredinama najbolje primenjivati u uzorcima sa manjim N, gde se formira sistem jednačina, nego u zemljama sa velik i heterogenim N. Rezultati Hausman-ovog testa ponovo ukazuju da metod združenih grupnih sredina obezbeđuje

efikasne ocene, odnosno da je bolja specifikacija ona u kojoj je dugoročna ravnotežna veza homogena (Tabela 4.12). Primenom metoda grupnih sredina ocenjena homogena veza je slabija (0.475) u odnosu na uzorak od 28 zemalja (0.5929), dok su heterogeni koeficijenti, naravno, identični za svaku zemlju za oba uzorka, a samim tim i rezultati o održivosti. Optimalnim metodom, metodom združenih grupnih sredina, utvrđeno je da dugoročna veza jača, nego u slučaju šireg uzorka, i iznosi 0.605 (a u širem uzorku je iznosila 0.3728). Dakle, usklađenost javnih prihoda i javne potrošnje je na višem nivou u uzorku od 15 EU zemalja, ali i dalje Wald-ov test odbacuje hipotezu da je homogeni dugoročni koeficijent jednak 1. Dakle, izvodi se isti zaključak, budući da se  $\theta$  nalazi u intervalu od 0 do 1, o slaboj fiskalnoj održivosti. Međutim, korekcija ravnotežne greške, odnosno prilagođavanje dugoročnoj vezi je u slučaju EU-15 slabije (-0.243) nego u celokupnom uzorku (-0.3249). Ispostavlja se da neke od novih članice EU svojim snažnim fiskalnim reakcijama prilagođavanja ravnotežnoj vezi, utiču na viši ocenjeni homogeni koeficijent.

Ocenjeni heterogeni koeficijenti, u velikoj meri koincidiraju sa ocenjenim koeficijentima za iste zemlje u širem uzorku koji analizira sve zemlje Evrope. I dalje, fiskalno prilagođavanje nije značajno u Nemačkoj, Irskoj, Grčkoj, Španiji, Italiji, Velikoj Britaniji, ali u užem modelu i u slučaju Luksemburga. Prema intenzitetu prilagođavanja, primat i dalje imaju Austrija, Švedska i Finska, ali im se pridružuju i Francuska i Belgija.

**Tabela 4.12** Metod združenih grupnih sredina – Evropska Unija 15

Zavisna varijabla: log javnih prihoda	Homogena dugoročna veza ( $\theta$ )		$\Delta IE$		$\mu_i$		Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
<b>Zemlje</b>								
<b>Homogeni koeficijenti</b>								
	<b>0.605</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.094</b>	<b>0.040</b>	<b>0.368</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.243</b>	<b>0.000</b>
<b>Heterogeni koeficijenti</b>								
<b>Belgija</b>							<b>-0.358</b>	<b>0.000</b>
<b>Danska</b>							<b>-0.252</b>	<b>0.027</b>
Nemačka							-0.117	0.428
Irska							-0.049	0.187
Grčka							-0.016	0.792
Španija							-0.110	0.160
<b>Francuska</b>							<b>-0.345</b>	<b>0.005</b>
Italija							-0.271	0.101
<b>Holandija</b>							<b>-0.290</b>	<b>0.026</b>

<b>Austrija</b>	<b>-0.491</b>	<b>0.012</b>	
<b>Portugalija</b>	<b>-0.294</b>	<b>0.031</b>	
<b>Finska</b>	<b>-0.311</b>	<b>0.010</b>	
<b>Švedska</b>	<b>-0.394</b>	<b>0.000</b>	
Velika Britanija	-0.015	0.916	
Luksemburg	-0.222	0.164	
<b>Hausman-ov test homogenosti dugoročne ravnotežne veze</b>			
Dugoročna veza	MG	PMG	MG-PMG
	0.475	0.605	-0.129
Hausman-ova test statistika	0.98		
p-vrednost	0.323		
<b>Wald-ov test za dugoročnu ravnotežnu vezu</b>			
$\theta = 0$	$\chi^2$	p-vred.	
	24.6	0.000	
	7		
<b>ARDL(1,1)</b>			

**Izvor:** autorski proračun.

Budući da su u skraćenom uzorku, dobijeni isti (slični) nalazi o slaboj fiskalnoj održivosti, o optimalnom metodu ocenjivanja sa homogenom dugoročnom vezom, te o nesignifikantnosti/signifikantnosti koeficijenata prilagođavanja i njihovih intenziteta, može se izvesti zaključak da su rezultati metoda združenih grupnih sredina pouzdani (robustni na promenu dimenzije N), a da je fiskalna politika u zemlja Evropske Unije slabo održiva.

### 2.1.3 Provera robusnosti – produženje dimenzije T

Sa ciljem provere robusnosti rezultata i potencijalno pouzdanije analize usled uključenja dužeg vremenskog perioda, uzorak je redefinisao u smislu da se zadržava na 15 zemalja EU („stare članice“, Evropa petnaestorice), ali za duži period – koliko dostupnost podataka dozvoljava – od 1990. godine do 2014. godine. Period duži za 5 godina, obezbeđuje da se prover robusnost rezultata panela, putem produženja vremenske dimenzije. Duža dimenzija T (preko 20 godina) u većoj meri odgovara primenjenim metodama, a dozvoljava i pojedinačnu analizu svake jedinice u panelu.



Na početku, na stacionarnim reprezentacijama varijabli (prvim diferencama) proverena je uzročnost za ceo panel i po zemljama Granger-ovim testom za EU-15 u periodu 1990-2014. (Tabela 4.13).

**Tabela 4.13** Granger-ov test uzročnosti na nivou panela i po zemljama (1990-2014)

Granger-ov test uzročnosti za period 1990-2014	H <sub>0</sub> : javni prihodi ne uzrokuju javnu potrošnju		H <sub>0</sub> : javni potrošnja ne uzrokuje javne prihode		Zaključak
	F-stat.	p-vrednost	F-stat.	p-vrednost	
<b>Panel</b>	1.61573	0.0983	5.46764	0.0046	
Belgija	0.09637	0.9086	1.02301	0.3795	Bez uzročnosti
Danska	1.33110	0.2890	2.75617	0.0903	„Troši pa oporezuj“
Nemačka	1.15484	0.3374	0.21430	0.8091	Bez uzročnosti
Irska	0.73102	0.5002	0.48787	0.6247	Bez uzročnosti
Grčka	0.14487	0.8665	3.20156	0.0740	„Troši pa oporezuj“
Španija	0.89620	0.4319	5.08405	0.0234	„Troši pa oporezuj“
Francuska	0.26110	0.6147	8.99229	0.0068	„Troši pa oporezuj“
Italija	0.28928	0.7522	0.31081	0.7367	Bez uzročnosti
Holandija	0.39623	0.6786	2.90181	0.0808	„Troši pa oporezuj“
Austrija	1.64782	0.2206	0.46358	0.7119	Bez uzročnosti
Portugalija	1.69964	0.2533	5.38738	0.0266	„Troši pa oporezuj“
Finska	0.09637	0.9086	1.02301	0.3795	Bez uzročnosti
Švedska	0.92517	0.4145	1.47809	0.2545	Bez uzročnosti
V. Britanija	7.54464	0.0121	0.25112	0.6215	„Oporezuj pa troši“
Luksemburg	0.37328	0.6937	0.17111	0.8441	Bez uzročnosti

**Izvor:** autorski proračun.

Na osnovu rezultata testiranja u panelu, ispostavlja se da bar u jednoj jedinici panela postoji uzročnost iz pravca javnih prihoda ka javnoj potrošnji, što korespondira rezultatima Granger-ovog testa za pojedine zemlje (u slučaju Velike Britanije) i bar u jednoj zemlji od javne potrošnje ka javnim prihodima (Tabela 4.12). Detaljniji rezultati Granger-ovog testa upućuju da u više zemalja postoji navedena uzročnost, odnosno, na snazi je hipoteza „troši pa oporezuj“ u Danskoj, Grčkoj, Španiji, Francuskoj, Holandiji, Portugaliji, dok je u ostalim zemljama identifikovano odsustvo uzročnosti. Stoga je neophodno pristupiti modeliranju na osnovu forme za heterogene nestacionarne panele, a uzročnost posmatrati iz pravca javne potrošnje ka javnim prihodima, jer rezultati testova u panelu sugerišu heterogenost, testovi u vremenskim serijama potvrđuju heterogenost, a većina rezultata ukazuje na pravac uzročnosti od javne potrošnje ka javnim prihodima. U okvirima navedene uzročnosti, u nastavku je testirana kointegraciona veza u heterogenom panelu Pedroni i Westerlund testom.

Na osnovu šest od sedam testova Pedroni-ja (Tabela 4.14), neophodno je odbaciti nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije na nivou značajnosti od 5%, odnosno da za varijable javna potrošnja i javni prihodi koje odlikuje postojanje jednog jediničnog korena, postoji linearna kombinacija koja je stacionarna. Pedroni-jev test dozvoljava da navedena linearna kombinacija ne bude homogena, s obzirom na heterogenost uspostavljanja fiskalne održivosti po zemljama. Ako bi se pošlo od pretpostavke da je kointegraciona veza homogena, a da je zapravo heterogena, slučajna greška ne bi bila stacionarna za ceo panel, iako bi postojala kointegracija u svim jedinicama panela. Ograničenje Pedroni-jevog testa se ogleda u pretpostavci o nezavisnosti uporednih podataka, koja u uzorku od 15 zemalja u periodu 1990-2014. nije ispunjena. Pesaran-ov CD test pokazuje neophodnost odbacivanja nulte hipoteze (za javne prihode, statistika CD-testa iznosi 5,92, za  $p$ -vrednost=0,000; za javnu potrošnju, CD-test=22,90, a  $p$ -vrednost=0,000). Zato se u nastavku analize koristi Westerlund test koji postaje robusan na postojanje zavisnosti uporednih podataka nakon primene tehnike „bootstrap“ u određivanju robusnih  $p$ -vrednosti.

**Tabela 4.14** Pedroni test kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda (1990-2014)

<b>H<sub>0</sub>: nepostojanje kointegracije</b> <b>H<sub>1</sub>: kointegracija</b>	<b>Model sa individualnom konstatom</b>			
	Statistika	p-vrednost	Ponderisana statistika	p-vrednost
<b>Zajednički autoregresioni koeficijenti</b>				
Panel v	2.3802	0.0086	2.0410	0.0206
Panel $\rho$	-2.2273	0.0130	-2.6262	0.0043
Panel PP	-2.5933	0.0048	-2.9979	0.0014
Panel ADF	-2.6755	0.0037	-3.3289	0.0004
<b>Individualni autoregresioni koeficijenti</b>				
Grupna $\rho$	-0.6329	0.2634		
Grupna PP	-2.0295	0.0212		
Grupna ADF	-4.0125	0.0000		
<b>Ocena PDOLS metodom</b>				
Log (javna potrošnja)	Beta		t-statistika	
	0.3159		9.698	
Test	Beta=1			
	F-statistika		p-vrednost	
	30.20		0.000	

**Izvor:** autorski proračun.

Na osnovu robusnih p-vrednosti prva dva Westerlund-ova testa (Tabela 4.15) u kojima je hipoteza heterogeno postavljena (Gt i Ga – testovi u kojima se polazi od individualnih ocena koje se zatim uprosečavaju), odbacuje se nulta hipoteza o odsustvu kointegracione veze i prihvata alternativna da je bar jedna jedinica panela kointegrirana. U drugoj grupi testova, test Pt ukazuje da se ne može odbaciti hipoteza o nepostojanju kointegracije, odnosno, da nisu sve jedinice panela kointegrirane, dok drugi test Pa upućuje da su sve jedinice panela kointegrirane na nivou značajnosti od 10%. Detaljniji rezultati Westerlund-ovog testa se dobijaju analizom heterogenih koeficijenata za svaku jedinicu panela. Naime, Westerlund-ov test pruža rezultate kointegracione analize za ceo panel putem četiri testa u kojima su hipoteze alternativno definisane, i putem analize pojedinačnih jedinica panela. Rezultati za pojedinačne zemlje impliciraju da ukoliko se vrednost koeficijenta pored javne potrošnje nalazi u intervalu od 0 do 1, a značajan je, fiskalna politika je slabo održiva. Ukoliko je veći od 1 ili manji od 0, ili nesignifikantan, fiskalna politika je neodrživa. Rezultati upućuju da kointegraciona veza ne postoji u Belgiji, Nemačkoj, Španiji, Velikoj Britaniji, Irskoj i Grčkoj, dok u ostalim zemljama postoji slaba kointegraciona veza koja upućuje na slabu održivost, pri čemu je najveći koeficijent ocenjen za Austriju, dok ga slede koeficijenti ocenjeni za Francusku i Luksemburg.

**Tabela 4.15** Westerlund-ov test kointegracije (1990-2014)

Test	Vrednost	Z-vrednost	p-vrednost	Robustna p-vrednost (bootstrap)
<b>Javna potrošnja → Javni prihodi</b>				
H <sub>0</sub> : nema kointegracije; H <sub>1</sub> : kointegrirana je bar jedna jedinica panela (heterogena pretpostavka)				
Gt	-2.501	-3.118	0.001	<b>0.068</b>
Ga	-7.085	0.041	0.516	<b>0.023</b>
H <sub>0</sub> : nema kointegracije; H <sub>1</sub> : kointegrirane su sve jedinice panela (homogena pretpostavka)				
Pt	-6.842	-1.243	0.107	<b>0.270</b>
Pa	-5.891	-1.449	0.074	<b>0.083</b>
Prosečan broj docnji određen AIK kriterijumom: 0.73				
Prosečan broj leads određen AIK kriterijumom: 1.73				
<b>Zemlje</b>	Javna potrošnja		p-vrednost	
<b>Belgija</b>	<b>0.0892</b>		<b>0.223</b>	
Danska	0.2145		0.003	
<b>Nemačka</b>	<b>0.0977</b>		<b>0.338</b>	
<b>Irska</b>	<b>-0.0300</b>		<b>0.432</b>	

<b>Grčka</b>	<b>0.2851</b>	<b>0.560</b>
<b>Španija</b>	<b>-0.190</b>	0.032
Francuska	0.3263	0.000
Italija	0.2301	0.036
Holandija	0.2953	0.065
Austrija	0.4240	0.013
Portugalija	0.2843	0.001
Finska	0.1803	0.032
Švedska	0.0861	0.083
<b>Velika Britanija</b>	<b>0.0612</b>	<b>0.609</b>
Luksemburg	0.3070	0.070

**Izvor:** autorski proračun.

Rezultati Westerlund-ovog testa mogu biti dopunjeni primenom ocene modela sa dugoročnom ravnotežnog greškom, i koeficijenata prilagođavanja ravnoteži, metodom grupnih sredina i združenih grupnih sredina.

**Tabela 4.16** Homogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina za EU-15 u periodu 1990-2014

Zavisna varijabla: log. javnih prihoda	Homogena dugoročna veza ( $\theta$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )		$\Delta IE$		$\mu_i$	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
Metod grupnih sredina	0.4074	0.000	-0.3342	0.000	-0.0256	0.576	0.814	0.000
$\theta = 1$	$\chi^2=26.67$	0.000						
Metod združenih grupnih sredina	0.3502	0.000	-0.2684	0.000	-0.0153	0.755	0.668	0.000
$\theta = 1$	$\chi^2=154.5$	0.000						
<b>Hausman-ov test homogenosti dugoročne ravnotežne veze</b>								
	MG		PMG		MG-PMG			
Dugoročna veza	0.4074		0.3502		0.0572			
Hausman-ova test statistika			0.25					
p-vrednost			0.6157					
<b>ARDL (1,1)</b>								

**Izvor:** autorski proračun.

Metodom grupnih sredina i združenih grupnih sredina, za duži period, od 1990. godine do 2014. godine i 15 zemalja EU, ocenjena dugoročna veza iznosi 0.4074 i 0.3502 respektivno (Tabela 4.15), što su niže dobijene vrednosti u odnosu na kraći

period, dakle od 1995. godine (Tabela 4.11, 0.605 i 0.475). Izvodi se isti zaključak o slaboj fiskalnoj održivosti, uz slabiju dugoročnu vezu i manje intenzivno prilagođavanje ravnoteži. Ispostavlja se da institucionalni okvir i fiskalna disciplina u EU postaje sve snažnija sa protokom vremena, odnosno da je primetna razlika, uz isti zaključak, u vezi sa održivošću fiskalne politike u zemljama EU. Hausman-ov test upućuje da ne postoji značajna razlika između ocena dobijenih primenom dva metoda, odnosno metod združenih grupnih sredina obezbeđuje efikasne ocene, a grupnih sredina konzistentne ali neefikasne ocene, pa se optimalnim može smatrati metod združenih grupnih sredina. Detaljniji rezultati heterogenih koeficijenata su prikazani u Tabeli 4.17.

**Tabela 4.17** Heterogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina za EU-15 u periodu 1990-2014

Zavisna varijabla: log javnih prihoda	Metod združenih grupnih sredina		Metod grupnih sredina						Zaključak
	Korekcija ravnotežne greške ( $\phi_i$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\phi_i$ )		Heterogena dugoročna veza ( $\theta$ )		$\theta=1$		
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	$\chi^2$	p-vred.	
Belgija	-0.174	0.048	<b>-0.124</b>	<b>0.260</b>	0.825	0.330			Neodrživo
Danska	-0.400	0.019	-0.432	0.098	0.311	0.148			Održivo?
Nemačka	-0.265	0.081	-0.283	0.087	0.137	0.627			Održivo?
Irska	<b>-0.083</b>	<b>0.245</b>	<b>-0.258</b>	<b>0.141</b>	-0.094	0.535			Neodrživo
Grčka	<b>-0.182</b>	<b>0.202</b>	<b>-0.324</b>	<b>0.572</b>	0.869	0.323			Neodrživo
Španija	-0.202	0.046	-0.530	0.020	-0.202	0.232			Neodrživo
Francus.	<b>-0.176</b>	<b>0.124</b>	-0.193	0.075	1.069	0.031	0.10	0.75	Održivo
Italija	-0.241	0.010	-0.189	0.095	0.746	0.192			Neodrživo
Holandija	-0.190	0.077	-0.319	0.058	0.631	0.001	3.78	0.05	Slabo održivo
Austrija	-0.601	0.003	-0.593	0.010	0.330	0.054	15.2	0.00	Slabo održivo
Portug.	<b>-0.154</b>	<b>0.264</b>	<b>-0.216</b>	<b>0.173</b>	0.734	0.040	0.55	0.45	Održivo
Finska	-0.503	0.004	-0.625	0.002	0.265	0.000	155	0.00	Slabo održivo
Švedska	-0.174	0.057	-0.195	0.043	0.505	0.005	7.56	0.01	Slabo održivo
Velika Britanija	<b>-0.742</b>	<b>0.616</b>	<b>-0.124</b>	<b>0.431</b>	-0.474	0.660			Neodrživo
Luksem.	-0.602	0.000	-0.602	0.000	0.355	0.019	17.8	0.00	Slabo održivo

Izvor: autorski proračun.

Na osnovu metoda združenih grupnih sredina i grupnih sredina, za period od 1990. godine, najbrže prilagođavanje ravnotežnoj vezi zabeleženo je u Luksemburgu, Finskoj i Austriji. Fiskalna politika je ocenjena kao održiva u Francuskoj i Portugaliji, a kao slabo održiva u Holandiji, Austriji, Finskoj, Švedskoj i Luksemburgu. Iako formirana dugoročna veza u Danskoj i Nemačkoj nije značajna, špekuliše se da se fiskalna politika u tim zemljama može smatrati održivom jer su javni prihodi približni javnoj potrošnji (u Danskoj je prosečna javna potrošnja u periodu 1990-2014. iznosila 55,2, a javni prihodi 54,9, dok je u Nemačkoj javna potrošnja iznosila 45,6, a javni prihodi 44,2).

Provera robusnosti analizom za 15 zemalja EU metodom združenih grupnih sredina, za period 1995-2014. i 1990-2014, ukazala je da je intenzitet prilagođavanja dugoročnoj ravnoteži različit u dva perioda u Belgiji, Francuskoj, Holandiji i Švedskoj. Prilagođavanje je na nižem nivou (-0,174, -0,176, -0,190, -0,174, respektivno u Tabeli 4.17) u dužem vremenskom periodu (1990-2014) u odnosu na period 1995-2014 (-0,358, -0,345, -0,290 i -0,394, respektivno). Navedena razlika se ispoljila i pri oceni (ne)održivosti, gde je za duži period fiskalna politika ocenjena kao neodrživa u Belgiji (za period od 1995. godine je ocenjena kao održiva), a u Holandiji i Švedskoj kao slabo održiva. Ispostavlja se da je u periodu od 1990. godine fiskalna politika bila manje stabilna uz manje prilagođavanje ravnotežnoj vezi u odnosu na period nakon 1995. godine. Sa druge strane, u Luksemburgu je fiskalna politika za period od 1990. godine ocenjena kao slabo održiva, za razliku od perioda od 1995. godine kada se nije formirala dugoročna ravnoteža veza.

Analiza robusnosti skraćanjem uzorka zemalja i produženjem perioda, ukazuje da su rezultati o slaboj održivosti u zemljama EU pouzdani. Optimalnim metodom, metodom združenih grupnih sredina, utvrđeno da je dugoročna ravnotežna veza najjača u uzorku od 15 zemalja EU. Međutim, u slučaju kada se uzorak produži za prethodnih pet godina, veza postaje značajno slabija. Dakle, početkom devedesetih godina fiskalna politika nije formirala jaku dugoročnu vezu između javnih prihoda i javne potrošnje, kao nakon potpisivanja Mاستrihtskog ugovora, početka primene klauzula i jačanja institucionalnog okvira. Interesantno je da koeficijent prilagođavanja dugoročnoj vezi jači kada se uključe zemlje „nove članice“ odnosno EU-28, u odnosu na EU-15.

Intenzivnije prilagođavanje javne potrošnje je ocenjeno u širem uzorku, ukazujući da institucionalni okvir i sprovođenje fiskalnih reformi u novim članica EU jeste snažno, ili je bar u nekim od novih članica EU prilagođavanje snažno, što utiče na ocenu prosečnog prilagođavanja (detaljnije, među zemljama EU-15 su fiskalne reakcije najizraženije u Finskoj, Luksemburgu i Austriji, a među novim članicama u Sloveniji).

#### 2.1.4 Primena metoda sa zajedničkim korelisanim efektima

Sa ciljem da se prevaziđe problem zavisnosti između uporednih podataka koji potencijalno narušava relevantnost primenjenog metoda sa korekcijom ravnotežne greške u heterogenim panelima, koriste se dve strategije: (1) oceniti model sa korekcijom ravnotežne greške koji uzima u obzir postojanje zavisnosti uporednih podataka predložen od strane Gengenbach, Urbain and Westerlund (2009), i (2) primenjivati metode zasnovane na zajedničkim korelisanim efektima. U nastavku rada, opredeljene se odnosi na primenu druge strategije na inicijalnom uzorku od 28 zemalja EU u periodu 1995-2014, s obzirom na raznovrsnost metoda koje mogu biti prilagođene potrebama u istraživanju (metode zasnovane na zajedničkim korelisanim efektima koje se baziraju na grupnim sredinama, na združenim grupnim sredinama, na proširenim grupnim sredinama).

Primenom metoda zajedničkih korelisanih efekata grupnih sredina (CCEMG), zasnovano na modelu (3.68), ocenjeni model ima sledeći oblik:

$$R_{it} = \beta_i + \boldsymbol{\beta}'_i G_{it} + c_{1i} \bar{R}_t + \mathbf{c}_{2i}' \bar{G}_t + e_{it}, \quad (4.2)$$

dok model proširenih grupnih sredina (AMG), zasnovano na modelu (3.71), ima formu:

$$R_{it} = \beta_i + \boldsymbol{\beta}'_i G_{it} + \mathbf{d}_i' \boldsymbol{\mu}_t + e_{it}. \quad (4.3)$$

Primenom metoda sa zajedničkim korelisanim efektima, obezbeđuje se sledeće:

- 1) Uvođenje heterogenih regresionih parametara,
- 2) Uvođenje heterogenog faktorskog opterećenja kao posledice delovanja neidentifikovanih faktora.

Pesaran-ov (2006) metod ocenjivanja CCEMG i Ebderhardt i Teal (2009) metod AMG uzimaju u obzir zavisnost uporednih podataka: metod CCEMG uvođenjem proseka za uporedne podatke u svakoj godini za zavisnu varijablu i za nezavisne varijable (identifikovani faktori), kao aproksimacije za neidentifikovane faktore; metod AMG uvođenjem dinamičkih zajedničkih faktora. Heterogeni koeficijent  $\beta'_i$  uz identifikovani faktor, javnu potrošnju je u ocenjenom modelu je očekivanog znaka i veličine koja je uglavnom ispod jedinice (Tabela 4.18). Statistički je signifikantan u većini zemalja Evropske Unije, pogotovo u specifikaciji sa dinamičkim zajedničkim efektima. Najveće vrednosti postiže u Slovačkoj, Švedskoj, Portugaliji, Kipru, dok prelazi jedinicu u Poljskoj. Nesignifikantni koeficijenti pri primeni oba metoda ocenjivanja se odnose Grčku i Irsku, što koincidira sa rezultatima Afonso-a i Rault-a (2015), koji su analizirali duži vremenski period 1960-2012, ali na uzorku od 14, 15 i 22 zemlje Evropske Unije.

Neidentifikovani faktori u modelu CCEMG podrazumevaju „meru ignorisanja“ (Eberhardt i Teal 2009), odnosno obuhvataju sve procese koji su varijabilni kroz vreme, inpute, faktore i karakteristike koje nisu obuhvaćene identifikovanim faktorima (regresorima), a taj zajednički faktor obezbeđuje način da se obuhvati zavisnost uporednih podataka. Isti neidentifikovani šokovi deluju na sve zemlje u uzorku, ali je faktorsko opterećenje šokova različito.

**Tabela 4.18** Ocena modela toka metodom zajedničkih korelisanih efekata grupnih sredina i proširenih grupnih sredina

Zavisna varijabla: $R_{it}$	CCEMG				AMG		
	$\beta_i$	$\beta'_i$	$c_{1i}$	$c_{2i}'$	$\beta_i$	$\beta'_i$	$d_i'$
Homogeni koef.	-0.593	0.329***	1.067***	-0.239**	2.399***	0.345** *	1.098***
<b>Heterogeni koeficijenti po zemljama za logaritam javnih prihoda</b>							
Belgija	1.478	0.503*	0.548*	-0.424**	2.828***	0.267***	0.792**
Bugarska	4.092	0.504***	0.794	-1.392***	2.018**	0.431**	1.389
Češka	-1.998	0.376**	1.346**	-0.202	2.178***	0.389***	1.341**
Danska	0.022**	0.206*	1.155***	-0.301*	3.333***	0.164**	1.162***
Nemačka	-0.851	0.308**	1.015**	-0.0858	2.504***	0.331**	1.013**
Estonija	-1.643	-0.021	0.320	1.094**	1.979***	0.451***	0.212
Irška	1.374	-0.107	0.497	0.191	3.759***	-0.055	0.485
Grčka	-16.412**	0.216	5.147***	0.008	1.099	0.636	4.205**
Španija	3.164*	-0.168	0.936**	-0.630*	5.051***	-0.384***	1.147**
Francus.	-0.893	0.276*	1.182***	-0.183	2.601***	0.326***	1.135***



Hrvatska	4.936***	-0.269**	0.044	-0.084	4.801***	-0.274**	0.087
Italija	-2.974***	0.113	1.479***	0.220	1.721***	0.534***	1.177***
Kipar	0.391	0.813***	0.883	-0.816**	0.887*	0.725***	1.432
Letonija	-1.138	0.356**	1.110	-0.193	2.214***	0.366**	1.106***
Litvanija	0.314	0.332***	0.766	-0.220	2.348***	0.324***	0.780
Mađarska	-4.451***	0.104	1.592***	0.503***	2.306**	0.376*	1.285**
Malta	-6.817*	0.582	2.181**	0.035	1.651	0.519*	1.976**
Holandija	0.489	0.290**	0.879***	-0.290	2.890***	0.227**	0.871**
Austrija	1.980**	0.357**	0.263	-1.128	2.690***	0.303**	0.245
Poljska	-5.330***	1.203***	2.002***	-0.790***	-0.784	1.172***	2.134***
Portug.	-2.968**	0.583***	1.803***	-0.599***	1.784***	0.495***	1.962***
Rumunija	-0.523	0.422***	1.291***	-0.609***	2.177***	0.360***	1.471**
Slovenija	2.087**	0.208***	0.324	-0.086	2.990***	0.200***	0.341
Slovačka	-2.068	0.636***	1.063	-1.171	1.218***	0.638***	1.048
Finska	3.117***	0.394***	0.320	-0.499***	3.037***	0.235***	0.571*
Švedska	3.702**	0.592***	-0.042	-0.505**	1.851***	0.535***	0.134
Velika Britanija	2.960**	0.337***	0.631	-0.769***	3.069***	0.153*	0.99**
Luksemb.	1.350	0.072	0.335	0.235	2.984***	0.209**	0.245
<b>RMSE</b>	<b>0.0608</b>		<b>0.0447</b>		<b>0.0420</b>		
<b>Pesaran CIPS test primenjen na rezidualima</b>							
Docnje	CD-test	p-vrednost		CD-test		p-vrednost	
0 docnji	-5.131	0.000		-4.460		0.000	
1 docnja	-4.165	0.002		-3.552		0.000	
2 docnje	-1.087	0.139		-2.084		0.019	
<b>Pesaran CD test zavisnosti uporednih podataka</b>							
CD-test	-1.04		0.299	-1.02		0.307	

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Prema rezultatima CD testa na rezidualima iz modela ocenjenih CCEMG i AMG metodama, ne može se odbaciti nulta hipoteza o nezavisnosti uporednih podataka, upućujući da dva pristupa zasnovana na faktorskoj strukturi uspešno obuhvataju prisustvo zajedničkih neidentifikovanih faktora koji uzrokuju zavisnost uporednih podataka. Pesaran-ov CIPS test sproveden na rezidualima iz ocenjenih modela upućuje na stacionarnost reziduala.

## 2.2 Modeli stok-tok – multikointegraciona analiza

Analiza zasnovana na modelima toka u kojima figurišu samo varijable koje reprezentuju javne prihode i javnu potrošnju, ukazala je na postojanje slabe održivosti, i heterogeno prilagođavanje dugoročnoj ravnoteži u zemljama Evropske Unije. Dakle, analiza je pokazala postojanje jednog kointegracionog sloja, u kontekstu analize fiskalne održivosti interpretiranog kao slaba održivost, dok se multikointegracionom analizom može proveriti postojanje tog (prvog) sloja kointegracije i proveriti dublja kointegrisanost, u smislu veze varijabli toka sa varijablom stoka, javnim dugom.

Multikointegraciona analiza u kontekstu jednostepenog koncepta (izraz (1.25)) definisanog od strane Engsted, Gonzalo i Haldrup (1997) i Engsted, Haldrup (1999) zasniva se na sledećem modelu:

$$\sum_{j=1}^t t_{it} = c_t \alpha_i + b_i \sum_{j=1}^t g_{it}^* + \delta g_{it} + u_{it} , \quad (4.4)$$

gde su kumulisane varijable javnih prihoda i javne potrošnje označene sa  $\sum_{j=1}^t t_{it}$  i  $\sum_{j=1}^t g_{it}^*$ , respektivno, a sa  $\alpha_i$  su prikazane potencijalne determinističke komponente. Pri analizi stacionarnosti nivoa varijabli javna potrošnja i javni prihodi, pokazano je da su navedene varijable integrisane reda 1. Kumuliranje njihovih vrednosti za svaku jedinicu panela, trebalo bi po definiciji da znači integrisanost reda 2 novoformiranih kumuliranih varijabli, što se u nastavku proverava. Primenjeni su testovi prve i druge generacije, ali se najrelevantnijim smatra Pesaran-ov test, pa su rezultati ovog testa prikazani u Tabeli 4.19. Rezultati testa pokazuju da se ne može odbaciti nulta hipoteza o integrisanosti reda jedan za varijable kumulisane javne potrošnje i kumulisanih javnih prihoda. Zatim se proverava da li su prve difference navedenih varijabli stacionarne i da li je konačni zaključak da su kumulisane varijable integrisane reda 1. Ispostavlja se da ni prve difference nisu stacionarne, prema modelu sa konstantom i dve docnje, i prema modelu sa konstantom i trendom, pa se proverava stacionarnost druge difference kumulisanih javnih prihoda i kumulisane javne potrošnje. Konačno, zaključuje se da je druga diferencija stacionarna, ukazujući da su teorijske pretpostavke o integrisanosti reda 2 kumulisanih varijabli opravdane (Tabela 4.19).

**Tabela 4.19** Pesaran-ov test jediničnih korena kumulisanih promenljivih

CADF i CIPS test $H_0: I(1);$ $H_1: I(0)$	Doktrije	Model sa konstantom		Model sa konstantom i trendom	
		Z( $\bar{t}$ )- statistika (CADF i CIPS)	p-vrednost	Z( $\bar{t}$ )-statistika (CADF i CIPS)	p-vrednost
$\sum_{j=1}^t t_{it}$	0	0.180	0.571	1.511	0.935
	1	-2.546	0.050	-1.012	0.156
	2	0.576	0.718	1.719	0.957
$\sum_{j=1}^t g_{it}^*$	0	2.018	0.978	2.910	0.998
	1	-1.975	0.024	0.333	0.631
	2	-0.169	0.433	2.590	0.995
$\Delta \sum_{j=1}^t t_{it}$	0	-1.654	0.049	-0.323	0.373
	1	-2.324	0.010	0.146	0.558
	2	-0.343	0.366	3.289	0.999
$\Delta \sum_{j=1}^t g_{it}^*$	0	-4.247	0.000	-2.644	0.004
	1	-1.696	0.045	-0.722	0.235
	2	-0.153	0.439	0.847	0.801
$\Delta^2 \sum_{j=1}^t t_{it}$	0	-13.075	0.000	-10.893	0.000
	1	-7.263	0.000	-5.724	0.000
	2	-3.495	0.000	-2.244	0.012
$\Delta^2 \sum_{j=1}^t g_{it}^*$	0	-12.819	0.000	-10.534	0.000
	1	-6.279	0.000	-3.099	0.000
	2	-3.392	0.000	-0.302	0.381

**Izvor:** autorski proračun.

Ocenjuje se definisani model (4.4), uključujući determinističke komponente u smislu individualnih efekata i trenda, kao i kvadratnog trenda, kao što je predloženo u radu Engsted (1997) pri analizi stok-tok. Međutim, trend nije značajan u specifikacijama, što se može interpretirati činjenicom da se inicijalno analizira udeo varijabli u BDP, a ne njihovi nivoi (to je empirijski potvrđeno i u drugim radovima, kao na primer, Westerlund i Prohl 2007). Primenjeni metod ocenjivanja se zasniva na metodu proširenih grupnih sredina (Tabela 4.20) usled činjenice da je u podacima detektovana zavisnost između uporednih podataka, dok je stacionarnost reziduala proverena Pesaran-ovim testom.

**Tabela 4.20** Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina)

Zavisna var: kum. javni prihodi	Kumulirana javna potrošnja		Javna potrošnja		Zajednički dinamički faktor		Konstanta		Zaključak
	<i>b</i>	p-vred.	$\delta$	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	
Homog. Koef.	<b>0.893</b>	0.000	<b>-0.364</b>	0.005	<b>1.052</b>	0.000	<b>14.882</b>	0.021	Slaba fiskalna održivost uz prilagođavanje javne potrošnje akumuliranom javnom dugu
<b>Heterogeni koeficijenti</b>									
Belgija	0.931	0.000	-0.697	0.000	1.039	0.000	34.869	0.000	Prilagođavanje
Bugarska	0.928	0.000	-0.043	0.745	1.316	0.000	7.501	0.158	Bez prilagođavanja
Češka	0.926	0.000	-0.233	0.258	-0.287	0.231	-0.286	0.975	Bez prilagođavanja
Danska	0.953	0.000	0.509	0.004	2.130	0.000	-30.913	0.001	Kontraindikovano prilagođavanje
Nemačka	0.972	0.000	-0.020	0.946	-0.422	0.081	-8.973	0.555	Bez prilagođavanja
Estonija	0.983	0.000	0.203	0.431	0.423	0.157	-19.325	0.047	Bez prilagođavanja
Irska	0.659	0.000	-0.806	0.000	5.453	0.000	59.622	0.000	Prilagođavanje
Grčka	0.773	0.000	1.154	0.014	0.151	0.811	-79.902	0.000	Kontraindikovano prilagođavanje
Španija	0.785	0.000	-0.603	0.009	3.253	0.000	30.467	0.001	Prilagođavanje
Franc.	0.912	0.000	-1.266	0.000	0.779	0.000	68.810	0.000	Prilagođavanje
Hrvatska	0.859	0.022	1.0723	0.040	1.3353	0.011	-17.940	0.418	Kontraindikovano prilagođavanje
Italija	0.927	0.000	-0.2896	0.027	0.1412	0.054	9.5014	0.127	Prilagođavanje
Kipar	0.906	0.000	-1.0112	0.021	0.6736	0.013	31.500	0.024	Prilagođavanje
Letonija	0.883	0.000	-0.4698	0.047	1.0399	0.000	26.504	0.002	Prilagođavanje
Litvanija	0.839	0.000	-0.1613	0.172	1.3382	0.000	10.002	0.034	Bez prilagođavanja
Mađarska	0.928	0.000	-0.2949	0.378	-1.154	0.000	9.5878	0.575	Bez prilagođavanja
Malta	0.942	0.000	-0.0227	0.044	-1.100	0.024	70.484	0.087	Prilagođavanje
Holandija	0.913	0.000	-0.555	0.000	1.2326	0.000	25.519	0.000	Prilagođavanje
Austrija	0.937	0.000	-0.2231	0.198	0.3631	0.002	8.9375	0.328	Bez prilagođavanja
Poljska	0.871	0.000	-0.5447	0.000	0.6053	0.000	30.150	0.000	Prilagođavanje
Portug.	0.850	0.000	-0.7442	0.017	1.0431	0.000	36.219	0.005	Prilagođavanje
Rumunija	0.843	0.000	-0.6993	0.000	1.2190	0.000	28.023	0.000	Prilagođavanje
Slovenija	0.881	0.000	-0.4642	0.009	1.3653	0.000	23.227	0.002	Prilagođavanje
Slovačka	0.860	0.000	0.3186	0.278	0.503	0.246	-17.661	0.205	Bez prilagođavanja
Finska	0.954	0.000	-0.2027	0.190	2.2748	0.000	6.904	0.377	Bez prilagođavanja
Švedska	0.985	0.000	0.2055	0.318	0.8059	0.000	-21.084	0.078	Bez prilagođavanja
Velika Britanija	0.794	0.000	-1.6406	0.001	3.0879	0.000	75.133	0.000	Prilagođavanje
Luksem.	1.007	0.000	-0.6681	0.127	0.9125	0.010	34.827	0.041	Bez prilagođavanja

<b>RMSE</b>	<b>2.8874</b>			
<b>Pesaran-ov CD test zavisnosti uporednih podataka</b>				
	Test statistika		p-vrednost	
CD-test	-2.27		0.373	
<b>Testovi jediničnih korena – model sa konstantom</b>				
H <sub>0</sub> : nestacionarnost – nepostojanje multikointegracije - homogena pretpostavka;				
H <sub>1</sub> : stacionarnost – postojanje multikointegracije – heterogena pretpostavka				
<b>Pesaran-ov CIPS test (2007)</b>			<b>Maddala i Wu test (1999)</b>	
Docnje	Z( $\bar{t}$ )-statistika	p-vrednost	$\chi^2$	p-vrednost
0 docnji	-2.459	0.007	162.728	0.000
1 docnja	-5.159	0.000	279.368	0.000
2 docnje	-2.107	0.018	148.239	0.000
<b>Wald-ov test za dugoročnu ravnotežnu vezu</b>				
$b=1$	$\chi^2 = 56.03$		p-vrednost = 0.000	

**Izvor:** autorski proračun.

Metod proširenih grupnih sredina, zasnovan na dvostepenoj proceduri (Eberhardt i Teal 2013), obezbeđuje prosečne homogene ocene regresionih koeficijenata za sve analizirane varijable, kao i heterogene koeficijente za svaku od analiziranih zemalja. Specifikacija sadrži dve ključne komponente: homogene koeficijente u kojima je  $b$  pokazatelj prvog kointegracionog sloja, odnosno potencijalne korelisanosti kumulisane javne potrošnje i kumulisanih javnih prihoda, i  $\delta$ , koja je reprezent potencijalnog drugog kointegracionog sloja, tj. veze sa javnim dugom. Ukoliko je  $b > 1$ , proizlazi da su kumulirani prihodi u proseku veći od kumulirane potrošnje, dovodeći do suficita budžeta. Tada se očekivana fiskalna reakcija odnosi na inverzni odnos, odnosno očekuje se da je  $\delta > 0$ , tačnije, javna potrošnja raste kako bi kompenzovala uvećane nivoe štednje. U slučaju  $b=1$ , budžet je u proseku izbalansiran. Na kraju, ako je  $b < 1$ , kumulirana potrošnja prevazilazi kumulirane prihode, stvarajući deficit budžeta i mogućnost rasta javnog duga. U tom slučaju se očekuje da je veza između tekuće javne potrošnje i sadašnje vrednosti javnog duga negativna, odnosno, da je  $\delta < 0$ , ukazujući na prilagođavanje tekuće potrošnje javnom dugu, koji posledira isključenju Ponzi-jeve šeme (Leachman, Francis 2000; Leachman et al. 2005).

Ocenjeni homogeni koeficijent prvog kointegracionog sloja iznosi  $b = 0,893$  ukazujući na situaciju u kojoj je kumulisana javna potrošnja veća od kumulisanih javnih prihoda, jer promena u kumulisanoj javnoj potrošnje od 1, znači promenu kumulisanih javnih prihoda za 0,893 (Tabela 4.20). U kontekstu prvog sloja kointegracije, navedeni koeficijent može upućivati na postojanje slabe fiskalne održivosti, prema terminologiji Quinots-a (1995), jer se značajno razlikuje od 1, što je testirano primenom Wald-ovog

testa. Fiskalna reakcija na navedenu situacije postojanja deficita, koja vodi isključenju Ponzi-jeve šeme podrazumeva da je  $\delta < 0$ . Ocenjena vrednost parametra  $\delta$  iznosi -0,364, upućujući na zaključak da se javna potrošnja prilagođava (smanjuje) usled rasta akumuliranog javnog duga. Navedeni pokazatelj usklađenosti dva kointegraciona sloja, može eventualno ukazati na postojanje multikointegracije, koji je proveren analizom reziduala. Analiza reziduala iz ocenjenog modela je sprovedena testovima jediničnih korena, pri čemu je moguće koristiti i testove prve i druge generacije jer je u ocenjenom modelu usled primene metoda proširenih grupnih sredina već obuhvaćena zavisnost uporednih podataka. Stoga su uporedo prezentovani rezultati Madalla i Wu testa prve generacije i Pesaran-ovog testom druge generacije koji uzima u obzir postojanje zavisnosti između uporednih podataka (Tabela 4.20). Rezultati oba testa ukazuju da se mora odbiti nulta hipoteza o nestacionarnim rezidualima, odnosno da su u nekim jedinicama panela reziduali stacionarni ukazujući na postojanje multikointegracije ( $u_{it} \sim I(0)$ ). Dakle, bar u jednoj od zemalja postoji usklađenost u okviru stok-tok modela, što znači da pored postojanja kointegracione veze između varijabli toka, postoji i dublja veza, sa varijablom stoka. Nedostatak navedenog metoda je što ne može detektovati o kojoj (o kojim) zemljama je tačno reč, te se analizom heterogenih koeficijenata, može detaljnije sagledati osobenosti svake zemlje, pa doneti precizniji zaključci.

Na osnovu analize heterogenih koeficijenata, može se doneti jedinstven zaključak da kumulirana javna potrošnja biva veća od kumuliranih javnih prihoda u analiziranom periodu u svim zemljama Evropske Unije ukazujući na slabu održivost, sem u Luksemburgu gde postoji jaka održivost, Koeficijenti su najmanji respektivno u Irskoj (0,659), Grčkoj (0,773), Španiji (0,785) i Velikoj Britaniji (0,7943), dok su visoki koeficijenti ocenjeni u skandinavskim zemljama (preko 0,95), Estoniji (0,983), Nemačkoj (0,972), Austriji (0,937), Belgiji (0,931), Francuskoj (0,912). Međutim, sa stanovišta fiskalne reakcije i prilagođavanja javne potrošnje javnom dugu, nemoguće je razvrstati zemlje u one sa manjim i one sa koeficijentima bliskim jedinici, jer je i u okviru tih grupa prilagođavanje javne potrošnje, izuzetno heterogeno. Naime, u nekim zemljama u kojima gotovo da postoji jaka održivost s obzirom na koeficijente bliske 1, prilagođavanje javne potrošnje javnom dugu nije statistički značajno (u Švedskoj, Finskoj, Luksemburgu, Austriji, Nemačkoj). Navedeno proizlazi iz relativno manje

zaduženosti ovih zemalja, i stabilne fiskalne pozicije, u kojoj ne postoji neophodnost prilagođavanja - iako sa očekivanim predznakom, kumulisanja javna potrošnja nije značajna u modelu. Sa druge strane, Francuska, iako sa relativno visokim koeficijentom, bliskim jedinici, snažno prilagođava javnu potrošnju sadašnjoj vrednosti akumuliranog javnog duga. Dakle, relativno održiva pozicija je posledica većih napora fiskalnih vlasti u sferi prilagođavanja. U sličnoj poziciji kao Francuska se nalazi i Belgija, uz nešto manji intenzitet prilagođavanja.

Među svim analiziranim zemlja naj snažnije prilagođavanje sprovodi Velika Britanija, u kojoj je koeficijent prilagođavanja  $-1,64$ , dok je u Grčkoj prilagođavanje pozitivno i iznosi  $1,154$ , ukazujući na apsurdnost situacije, s obzirom da su obe zemlje u grupi niskih koeficijenata *b*. Navedena činjenica, da su se u posmatranom periodu, fiskalne vlasti u Grčkoj po svojim fiskalnim reakcijama (koje su signifikantne!) postavljale kao da je budžet u suficitu, da je došlo do prekomerno akumulirane štednje, te da je neophodno prilagođavanje u smislu veće potrošnje. Naravno, prilagođavanje se smatra kontraindиковanim jer je u suprotnosti sa očekivanim prilagođavanjem.

Sa druge strane, u grupi liberalnih zemalja koje karakteriše niska javna potrošnja, svaki rast javnog duga je praćen oštrim smanjenjima javne potrošnje. Generalno, u zemljama jezgra Evropske Unije, prisutno je fiskalno prilagođavanje koje je signifikantno u većini slučajeva, čak i u zemljama u kojima je zaduženost velika. Međutim, u većini zemalja koje su pristupile Evropskoj Uniji 2004, 2007. i 2013. godine, fiskalno prilagođavanje nije signifikantno (izuzetak su Slovenija, Poljska, Kipar, Malta i Letonija). Ispostavlja se da institucionalni okvir Evropske Unije postaje sve snažniji, shodno činjenici koliko dugo je zemlja članica. Tako se u slučaju Hrvatske koja se najkasnije pridružila Evropskoj Uniji može utvrditi da je fiskalno prilagođavanje neadekvatno, odnosno da se ne prati rast akumuliranog duga smanjenjem potrošnje, već upravo obrnuto, porastom potrošnje, što bi bio odgovarajući potez u slučaju akumulirane štednje, dakle, kontraindиковano prilagođavanje. Navedeno može biti posledica analiziranog perioda, u kom Hrvatska nije bila članica Evropske Unije većim delom, pa nije pratila fiskalni okvir, ili ukazuje na buduće probleme usled neadekvatnog sistema prilagođavanja.

Zajednički dinamički faktor u okviru modela se dobija u prvom koraku ocenjivanja metodom proširenih grupnih sredina, na osnovu modela sa vremenskim

veštačkim varijablama i prvim diferencama. U pitanju su neidentifikovani zajednički faktori koji su varijabilni kroz vreme, pa se stoga nazivaju zajedničkim dinamičkim faktorima. Oni, dakle, donekle obuhvataju i promene tokom vremena, a heterogeni su po uporednim podacima, prikazujući heterogeno faktorsko opterećenje. Faktorsko opterećenje nije značajno samo u Češkoj, Estoniji, Grčkoj i Slovačkoj, dok u ostalim zemljama jeste signifikantno, premda, sa različitim znakom. Za Češku, Estoniju i Slovačku je već uočeno da ne sprovode fiskalno prilagođavanje kao druge zemlje Evropske Unije, odnosno, da institucionalni okvir nije snažan u ovim zemljama, pa ni uticaj zajedničkih neidentifikovanih šokova. Sa druge strane, u Grčkoj je fiskalno prilagođavanje sprovedeno u suprotnom smeru u odnosu na sa teorijskog stanovišta očekivano (sličnost sa drugim zemlja Evropske Unije u tom pogledu ne postoji). Slično, nesignifikantnost zajedničkih dinamičkih faktora, pokazuje da su fiskalne reakcije Grčke u posmatranom periodu bile kao da je ekonomija Grčke izuzeta od ostalih dešavanja i faktora koji su determinisali sliku fiskalnih pozicija zemalja Evropske Unije.

Rezultati dobijeni analizom postojanja dva kointegraciona sloja primenom metode proširenih grupnih sredina, mogu biti provereni skraćanjem dimenzije N, ili produženjem dimenzije T, što je sprovedeno u nastavku.

### **2.2.1 Provera robusnosti – skraćanje dimenzije N**

Proverom robusnosti smanjenjem dimenzije N (dakle, za EU-15 u periodu 1995-2014), uočeno je da su rezultati za zemlje EU-15 slični onima koji su dobijeni ocenom istim metodom za veći broj zemalja, dok su zaključci isti. Razlika se jedino očituje u slučaju Španije i Italije gde fiskalno prilagođavanje nije signifikantno u skraćenom uzorku, dok je u Finskoj ocenjeno signifikantno prilagođavanje. Rezultati su prikazani u Tabeli 4.21.



**Tabela 4.21** Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina) za EU-15 u periodu 1995-2014.

Zavisna var: Kum. javni prihodi	Kumulirana javna potrošnja		Javna potrošnja		Zajednički dinamički faktor		Konstanta		Zaključak
	<i>b</i>	p-vred.	$\delta$	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	
Homog. koef.	<b>0.933</b>	0.000	<b>-0.272</b>	0.047	<b>1.076</b>	0.000	<b>9.352</b>	0.232	Slaba fiskalna održivost uz prilagođavanje javne potrošnje akumuliranom javnom dugu
<b>Heterogeni koeficijenti</b>									
Belgija	0.954	0.000	-0.185	0.042	0.827	0.000	6.835	0.131	Prilagođavanje
Danska	0.997	0.000	0.668	0.096	1.214	0.000	-45.696	0.038	Kontraindikovano prilagođavanje
Nemačka	0.958	0.000	-0.095	0.723	-0.305	0.012	-3.901	0.772	Bez prilagođavanja
Irska	0.820	0.000	-0.659	0.000	3.9202	0.000	42.484	0.000	Prilagođavanje
Grčka	0.831	0.000	0.765	0.000	0.780	0.000	34.301	0.000	Kontraindikovano prilagođavanje
Španija	0.880	0.000	-0.441	0.610	2.223	0.000	-7.593	0.496	Bez prilagođavanja
Franc.	0.928	0.000	-0.858	0.000	0.569	0.000	45.701	0.000	Prilagođavanje
Italija	0.931	0.000	-0.219	0.132	0.1030	0.116	5.742	0.414	Bez prilagođavanja
Holandija	0.948	0.000	-0.314	0.000	0.8096	0.000	13.079	0.000	Prilagođavanje
Austrija	0.946	0.000	-0.121	0.456	0.232	0.000	2.473	0.774	Bez prilagođavanja
Portug.	0.877	0.000	-0.664	0.002	0.7125	0.000	30.630	0.000	Prilagođavanje
Finska	1.005	0.000	0.3623	0.005	1.8081	0.000	-29.687	0.000	Prilagođavanje
Švedska	1.007	0.000	0.3749	0.208	0.4361	0.004	-33.900	0.057	Bez prilagođavanja
Velika Britanija	0.880	0.000	-1.312	0.000	2.0447	0.000	56.121	0.000	Prilagođavanje
Luksemburg	1.031	0.005	-0.447	0.169	0.770	0.000	23.689	0.066	Bez prilagođavanja
<b>RMSE</b>	<b>1.9521</b>								
<b>Pesaran-ov CD test zavisnosti uporednih podataka</b>									
	Test statistika				p-vrednost				
CD-test	-1.31				0.189				
<b>Testovi jediničnih korena – model sa konstantom</b>									
H <sub>0</sub> : nestacionarnost – nepostojanje multikointegracije - homogena pretpostavka;									
H <sub>1</sub> : stacionarnost – postojanje multikointegracije – heterogena pretpostavka									
<b>Pesaran-ov CIPS test (2007)</b>					<b>Maddala i Wu test (1999)</b>				
Docnje	Z( $\bar{t}$ )-statistika		p-vrednost		$\chi^2$		p-vrednost		
0 docnji	-1.300		0.097		66.756		0.000		
1 docnja	-5.276		0.000		134.082		0.000		
2 docnje	-4.826		0.000		92.327		0.000		
<b>Wald-ov test za dugoročnu ravnotežnu vezu</b>									
<i>b</i> =1	$\chi^2 = 16.41$						p-vrednost = 0.000		

**Izvor:** autorski prikaz.

### 2.2.2 Provera robusnosti – produženje dimenzije T

Kada se u analizu uključi duži vremenski period (analiza EU-15 u periodu 1990-2014), rezultati ukazuju da postoji multikointegracija u nekim zemlja EU. Fiskalna prilagođavanja Španije i Italije ostaju nesignifikantna (Tabela 4.22), kao što je dobijeno proverom robusnosti skraćanjem samo dimenzije N, za razliku od primarne analize. Stoga se inicijalnom rezultatu o signifikantnom fiskalnom prilagođavanju u ovim zemljama mora pristupiti sa rezervom. U Finskoj i Švedskoj, u periodu od 1995. godine ne postoji signifikantno prilagođavanje, ali je ipak održiva fiskalna politika (javne finansije nisu u velikoj meri bazirane na finansiranju putem javnog duga, a ne postoji velika razlika između nivoa javne potrošnje i javnih prihoda). Međutim, u periodu od 1990. godine je ocenjeno da su vodile kointraindikovano prilagođavanje. Naime, početkom 1990-tih godina, skandinavske zemlje su iskusile krizu koja se sa finansijskog sektora, prelila na realni, a prethodile su joj godine buma. Među skandinavskim zemljama, upravo je u Finskoj i Švedskoj blizanačka kriza postala ne dvostruka nego trostruka, prelivajući se na javne finansije (Joung 2011). Iako je ocenjeni koeficijent  $b < 1$ , koeficijent prilagođavanja  $\delta > 1$  ukazuje da fiskalne reakcije nisu bile usmerene ka smanjenju narastajućeg fiskalnog deficita. Konačno, provera robusnosti produženjem vremenske dimenzije, pokazuje da su Nemačka i Luksemburg u periodu od 1990. godine vodile politiku fiskalnog prilagođavanja, zbog nestabilnih javnih finansija u tom periodu. Naime, Bilbow (2001) ukazuje da je u periodu nakon ujedinjenja Nemačke oktobra 1990. godine vođena vrlo čvrsta fiskalna politika, na šta upućuju i rezultati multikointegracione analize. Autor ukazuje da je tokom 1990-tih godina, kao direktna posledica ujedinjenja vođena pogrešna makroekonomska politika koja je je bila deflacionog karaktera, kao i restriktivna fiskalna politika, a da se krajem 1990-tih Nemačka ekonomija stabilizovala, pa i javne finansije u Nemačkoj. Stoga, rezultati za kraći period, od 1995. godine (Tabele 4.20 i 4.21) ukazuju da fiskalno prilagođavanje u Nemačkoj iako sa očekivanim znakom, nije signifikantno, usled stabilnijih javnih finansija, suficita budžeta u pojedinim godinama, i posledično manje potrebe za prilagođavanjem javne potrošnje.

**Tabela 4.22** Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina) za EU-15 u periodu 1990-2014.

Zavisna var: Kum. javni prihodi	Kumulirana javna potrošnja		Javna potrošnja		Zajednički dinamički faktor		Kon.		Zaključak
	<i>b</i>	p-vred.	$\delta$	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	
	<b>0.933</b>	0.000	<b>-0.272</b>	0.047	<b>1.076</b>	0.000	<b>9.352</b>	0.232	
<b>Heterogeni koeficijenti</b>									
Belgija	0.880	0.000	-0.553	0.005	1.257	0.000	-37.668	0.000	Prilagodavanje
Danska	0.909	0.000	1.097	0.000	1.662	0.000	-62.007	0.000	Kontraindikovano prilagodavanje
Nemačka	0.944	0.000	-0.659	0.093	-0.027	0.882	27.648	0.136	Prilagodavanje
Irska	0.625	0.000	-0.457	0.000	3.250	0.000	19.214	0.000	Prilagodavanje
Grčka	0.792	0.000	0.703	0.000	0.742	0.000	28.102	0.000	Kontraindikovano prilagodavanje
Španija	0.749	0.000	-0.270	0.311	2.140	0.000	-21.799	0.047	Bez prilagodavanja
Franc.	0.901	0.000	-0.720	0.000	0.566	0.000	39.995	0.000	Prilagodavanje
Italija	0.864	0.000	1.060	0.553	0.871	0.000	-72.341	0.000	Bez prilagodavanja
Holandija	0.904	0.000	-0.255	0.000	0.7768	0.000	15.129	0.000	Prilagodavanje
Austrija	0.918	0.000	-0.186	0.346	0.444	0.000	-9.123	0.384	Bez prilagodavanja
Portug.	0.838	0.000	-0.573	0.003	0.696	0.000	23.211	0.003	Prilagodavanje
Finska	0.872	0.000	0.533	0.002	2.361	0.000	-24.821	0.007	Kontraindikovano prilagodavanje
Švedska	0.918	0.000	1.7026	0.000	1.647	0.000	-142.70	0.000	Kontraindikovano prilagodavanje
Velika Britanija	0.787	0.000	-1.253	0.000	1.7496	0.000	61.286	0.000	Prilagodavanje
Luksem.	1.007	0.000	-0.999	0.000	0.553	0.000	49.535	0.000	Prilagodavanje
<b>RMSE</b>	<b>1.9521</b>								
<b>Pesaran-ov CD test zavisnosti uporednih podataka</b>									
	Test statistika				p-vrednost				
CD-test	1.18				0.239				
<b>Testovi jediničnih korena – model sa konstantom</b>									
$H_0$ : nestacionarnost – nepostojanje multikointegracije - homogena pretpostavka;									
$H_1$ : stacionarnost – postojanje multikointegracije – heterogena pretpostavka									
<b>Pesaran-ov CIPS test (2007)</b>					<b>Maddala i Wu test (1999)</b>				
Docnje	$Z(\bar{t})$ -statistika		p-vrednost		$\chi^2$		p-vrednost		
0 docnji	-2.240		0.013		94.042		0.000		
1 docnja	-4.419		0.000		115.965		0.000		
2 docnje	-3.242		0.001		76.561		0.000		
<b>Wald-ov test za dugoročnu ravnotežnu vezu</b>									
$b=1$	$\chi^2 = 33.78$				p-vrednost = 0.000				

**Izvor:** autorski proračun.

Rezultati multikointegracione analize ukazuju da multikointeracija postoji u nekim od zemalja uzorka, s obzirom na stacionarnost reziduala, koja je proverena Pesaran-ovim i Maddala-Wu testom. Međutim, uzorak dužine od 25 godina, obezbeđuje

moгуćnost dobijanja preciznijih rezultata, individualnim testiranjima reziduala. Naime, pri proveri oba sloja kointegracije, nulta hipoteza glasi da nema multikointegracije, odnosno da su reziduali integrisani reda 1 ( $u_i \sim I(1)$ ), naspram alternativne da postoji multikointegracija, odnosno da su reziduali stacionarni ( $u_i \sim I(0)$ ). Ukoliko se nulta hipoteza ne odbaci, ne postoje oba sloja kointegracije (multikointegracija). Tada se proverava da li je 1 konačan nivo integrisanosti reziduala ili ne, odnosno proverava se postojanje prvog sloja (kointegracije). Dakle, sprovodi se analiza stacionarnosti prve diference reziduala po zemljama, pri čemu u tom slučaju nulta hipoteza glasi da nema kointegracije, odnosno da je prva diferencija integrisana reda 1 ( $\Delta u_i \sim I(1)$ , odnosno  $u_i \sim I(2)$ ), naspram alternativne da postoji kointegracija ( $\Delta u_i \sim I(0)$ , odnosno  $u_i \sim I(1)$ ). Konciznije, stacionarnost reziduala neke jedinice panela podrazumeva postojanje multikointegracije, stacionarnost prve diference postojanje kointegracije, a nestacionarnost prve diference nepostojanje nijednog sloja kointegracione veze. Detaljni rezultati su prikazani u Tabeli 4.23 pri čemu je analiza sprovedena ADF testom, uz određenje optimalnog broja docnji Ng-Perron kriterijumom (Ng, Perron 2000).

Rezultati za period 1990-2014 i EU-15 upućuju da se u svim zemljama Evrope petanestorice uspostavlja ili kointegraciona ili multikointegraciona veza. Drugi kointegracioni sloj - multikointegracija, koji podrazumeva vezu (prilagođavanje) javne potrošnje javnom dugu, karakteristika je Belgije, Danske, Irske, Francuske, Holandije, Portugalije, Finske, Švedske, Velike Britanije i Luksemburga. Rezultati upućuju da u Nemačkoj, Španiji, Italiji i Austriji postoji samo prvi kointegracioni sloj, odnosno, da postoji usklađenost javne potrošnje i javnih prihoda. Iako su navedene zemlje sa stanovišta analize reziduala svrstane u jednu grupu, između njih postoji velika razlika. Naime, analiza realnih podataka u Nemačkoj i Austriji, kao i analiza održivosti u stok-tok modelu upućuje da su fiskalne pozicije u ovim zemljama stabilne, dakle usklađeni su javna potrošnja i javni prihodi, te ne postoji neophodnost za prilagođavanjem javne potrošnje javnom dugu. Sa druge strane, u Španiji i Italiji, iako bi postojala potreba za prilagođavanjem javne potrošnje javnom dugu, do nje ne dolazi.

**Tabela 4.23** Analiza stacionarnosti reziduala iz multikointegracione analize po zemljama

ADF test H <sub>0</sub> : Nema multikointegracije H <sub>1</sub> : Multikointegracija; Hipoteze za prvu diferencu H <sub>0</sub> : Nema kointegracije H <sub>1</sub> : Kointegracija		test-statistika	p-vrednost	Docnje (Ng-Perron)	Rezultat
1	Belgija	-3.704	0.0041	1	Multikointegracija
4	Danska	-2.748	0.0661	1	Multikointegracija
5	Nemačka Prva diferencu reziduala	-1.817 -2.976	0.3424 0.0372	1	Nema multikointegracije Kointegracija
7	Irska	-4.007	0.0014	1	Multikointegracija
8	Grčka Prva diferencu reziduala	-2.022 -3.483	0.2992 0.0084	2 1	Ne postoji multikointegracija Kointegracija
9	Španija	-2.214 -3.541	0.2014 0.0070	2 3	Nema multikointegracije Kointegracija
10	Francuska	-3.137	0.0240	1	Multikointegracija
12	Italija	-2.741 -3.352	0.1226 0.0127	1 1	Nema multikointegracije Kointegracija
18	Holandija	-4.374	0.0003	2	Multikointegracija
19	Austrija	-2.077 -2.655	0.2537 0.0821	1 2	Nema multikointegracije Kointegracija
21	Portugalija	-3.608	0.0056	1	Multikointegracija
25	Finska	-3.705	0.0040	1	Multikointegracija
26	Švedska	-3.318	0.0141	0	Multikointegracija
27	UK	-2.924	0.0273	0	Multikointegracija
28	Luksemburg	-2.964	0.0384	1	Multikointegracija

**Izvor:** autorski proračun.

### 2.3 Komparacija rezultata i zaključci

Konačni zaključci analize održivosti analizom modela toka i modela stok-tok za inicijalni uzorak 1995-2014 i EU-28, biće izvedeni na osnovu uporedne analize rezultata oba pristupa modela heterogenih panela (Tabela 4.24), dakle, na osnovu rezultata metoda grupnih sredina za model toka i metoda proširenih grupnih sredina za

multikointegracionu analizu. Posmatrane zemlje mogu se grupisati u 5 kategorija, shodno rezultatima modela tok i modela stoka-toka.

**Tabela 4.24** Pregled osnovnih zaključaka modela toka i modela stok-tok po zemljama za panel EU-28 i 1995-2014.

Zemlje	Model toka	Model stok-tok	Zaključak
<b>Homogeno gledište</b>	Slaba održivost	Prilagođavanje	U zemljama EU postoji slaba održivost fiskalne politike uz prilagođavanje javne potrošnje nivoima javnog duga
<b>Heterogeno gledište</b>			
Belgija	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Francuska	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Italija	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Kipar	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Poljska	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Portugalija	Održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Slovenija	Slabo održivo	Prilagođavanje	Održivo sa oba stanovišta
Nemačka	<i>Održivo</i>	Bez prilagođavanja	<i>Održivo</i> nezavisno od javnog duga
Estonija	Održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Češka	Održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Slovačka	Slabo održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Finska	Slabo održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Švedska	Održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Austrija	Slabo održivo	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Luksemburg	<i>Održivo</i>	Bez prilagođavanja	Održivo nezavisno od javnog duga
Danska	<i>Održivo</i>	Kontraindikovano prilagođavanje	<i>Održivo?</i>
Letonija	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Španija	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Irska	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Malta	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Holandija	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Rumunija	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Velika Britanija	Neodrživo	Prilagođavanje	Postoje prilagođavanja javnom dugu, ali neodrživo
Bugarska	Neodrživo	Bez prilagođavanja	Neodrživo sa oba stanovišta
Litvanija	Neodrživo	Bez prilagođavanja	Neodrživo sa oba stanovišta
Mađarska	Neodrživo	Bez prilagođavanja	Neodrživo sa oba stanovišta
Grčka	Neodrživo	Kontraindikovano prilagođavanje	Neodrživo sa oba stanovišta
Hrvatska	Neodrživo	Kontraindikovano prilagođavanje	Neodrživo sa oba stanovišta

**Izvor:** autorski prikaz rezultata.

U većini slučajeva se multikointegracija javlja u zemljama u kojima je fiskalna politika ocenjena kao održiva ili slabo održiva, što se može definisati kao prva grupa zemalja. U pitanju su Belgija, Francuska, Italija, Kipar, Poljska, Portugalija, Slovenija i Danska (premda je u Danskoj ocenjeno kontraindikovano prilagođavanje). Međutim, u nekim zemljama fiskalna politika je održiva iako ne postoji signifikantno prilagođavanje javne potrošnje javnom dugu. U pitanju su druga grupa zemlje u kojima su fiskalne finansije stabilne, odnosno postoji usklađenost javne potrošnje i javnih prihoda, bez neophodnosti finansiranja putem javnog duga: Nemačka, Estonija, Češka, Slovačka, Finska, Švedska, Austrija i Luksemburg. Zatim, u trećoj grupi zemalja, nije ocenjena kointegraciona veza, dakle javna potrošnja nije usklađena sa javnim prihodima, iako prilagođavanje javne potrošnje akumuliranom javnom dugu postoji, što se može smatrati indikatorom koji ne isključuje mogućnost finansiranja preko Ponzi-jeve šeme. Reč je o Letoniji, Španiji, Irskoj, Malti, Holandiji, Rumuniji i Velikoj Britaniji. U četvrtoj grupi zemalja, odnosno, Bugarskoj, Litvaniji i Mađarskoj, nije signifikantno ni postojanje kointegracije, niti multikointegracije, upućujući na neodrživu fiskalnu politiku, ili pogrešnu funkcionalnu formu, usled načina na koji je uzročnost definisana. Konačno, u poslednjoj grupi, u Grčkoj i Hrvatskoj, ne funkcioniše ni model toka, niti model stok-tok, pri čemu je, šta više, prilagođavanje javne potrošnje javnom dugu kontraindikovano. Razlog za navedenu protivrečnost se u slučaju Hrvatske može tumačiti obuhvaćenim uzoračkim periodom u kom se Hrvatska u nalazila u tranzicionom periodu, a tek u pretposlednjoj godini obuhvaćenoj u analizi priključila EU. Dakle, u najvećem delu analiziranog perioda nije bila članica EU, tako da nije primenjivala očekivani fiskalni okvir. Sa druge strane, skorašnja kriza u javnim finansijama u Grčkoj, potvrđuje nekonzistentnost fiskalne politike, koja je, takođe, ocenjena modelima i toka stoka-toka. Rezultati dobijeni proverom robusnosti za period 1990-2014, upućuju na konzistentnost u rezultatima za većinu zemalja, mada, u nekim zemljama rezultati se razlikuju usled promene u fiskalnom ponašanju u navedenom periodu (Tabela 4.25). Konkretno, uzimanje u obzir perioda od 1990. godine, podrazumeva obuhvat krize u skandinavskim zemljama, pri čemu je ocenjeno kontraindikovano prilagođavanje, usled krize i u javnim finansijama u Finskoj, Švedskoj, pored Danske. Holandija i Luksemburg u slučaju analize dužeg vremenskog perioda vode održivu fiskalnu politiku, dok Italija vodi neodrživu fiskalnu politiku. Ocenjena

kointegracija u Italiji u periodu od 1995. godine i odsustvo kointegracije i multikointegracije u periodu od 1990. godine, posledica su rasta javnog duga početkom 1990-tih godina, do 119 % BDP, i fiskalne konsolidacije sprovedene sredinom 1990-tih godina, koja je uticala na povoljnije rezultate u kraćem periodu, dakle od 1995. godine.

**Tabela 4.25** Pregled osnovnih zaključaka modela toka i modela stok-tok po zemljama za panel EU-15 i 1990-2014.

	Model toka	Model stok-tok		Zaključak
	<b>Homogeno gledište</b>	Slaba održivost	Prilagođavanje	U nekim zemljama postoji multikointegracija
<b>Heterogeno gledište</b>				
Francuska	Održivo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Portugalija	Održivo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Luksem.	Slabo održivo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Holandija	Slabo održivo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Finska	Slabo održivo	Kontraindikovano prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Švedska	Slabo održivo	Kontraindikovano prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Danska	<i>Održivo?</i>	Kontraindikovano prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Održivo sa oba stanovišta</b>
Nemačka	<i>Održivo?</i>	Prilagođavanje	Nema multikointegracije Kointegracija	<b>Održivo nezavisno od javnog duga</b>
Austrija	Slabo održivo	Bez prilagođavanja	Nema multikointegracije Kointegracija	<b>Održivo nezavisno od javnog duga</b>
Velika Britanija	Neodrživo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Neodrživo u modelu toka, održivo u modelu toka-stoka</b>
Belgija	Neodrživo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Neodrživo u modelu toka, održivo u modelu toka-stoka</b>
Irska	Neodrživo	Prilagođavanje	Multikointegracija	<b>Neodrživo u modelu toka, održivo u modelu toka-stoka</b>
Španija	Neodrživo	Bez prilagođavanja	Nema multikointegracije Kointegracija	<b>Neodrživo sa oba stanovišta</b>
Italija	Neodrživo	Bez prilagođavanja	Nema multikointegracije Kointegracija	<b>Neodrživo sa oba stanovišta</b>
Grčka	Neodrživo	Kontraindikovano prilagođavanje	Ne postoji multikointegracija Kointegracija	<b>Neodrživo sa oba stanovišta</b>

Izvor: autorski prikaz rezultata.



Ispostavlja se da iako su primenjeni različiti konceptualni okviri, od analize jediničnih korena, kointegracije, multikointegracije, modela sa zajedničkim koreliranim efektima, a zatim provereni rezultati analizom robusnosti, većina nalaza i dalje upućuje na postojanje održivosti fiskalne politike u nekim zemljama EU. Međutim, rezultati su određeni vremenskim obuhvatom, pa uključivanje turbulentnog perioda 1990. do 1995. godine, doprinosi određenim promenama u rezultatima. Konačno, sa stanovišta prvog cilja empirijske analize, odbacuje se nulta hipoteza o fiskalnoj neodrživosti i prihvata alternativna da u nekim zemlja EU postoji fiskalna održivost (često slaba fiskalna održivost, uz nivo integrisanosti javnog duga reda 2). Slično je i sa podhipotezom, odbija se nulta hipoteza jer u nekim zemljama EU postoji multikointegracija, dakle, dublji nivo povezanosti varijabli toka i varijabli stoka.

## **2.4 Osvrt na zemlje Zapadnog Balkana**

Sa ciljem da se proveriti da li proces pridruživanja doprinosi fiskalnoj održivosti u zemljama potencijalnim članicama i kandidatima, osnovni uzorak koji se odnosi na EU-28 u periodu 1995-2014. je proširen sa 5 zemalja Zapadnog Balkana (Albanija, Bosna i Hercegovina, Crna Gora, Makedonija, Srbija). Primenjen je metod združenih grupnih sredina i metod grupnih sredina, a specifikacija je određena izrazom (4.1), prema kom se uzročnost kreće iz pravca javne potrošnje ka javnim prihodima, upućujući na hipotezu „troši pa oporezuj“.

Rezultati primenom metoda združenih grupnih sredina ukazuju da postoji signifikantna dugoročna veza u 33 ekonomija Evrope (EU-28+5 zemalja Zapadnog Balkana) i sledstveno slaba održivost. Na osnovu korekcije ravnotežne greške se može izvesti zaključak da se 34,19% odstupanja od dugoročne ravnotežne veze koriguje u jednoj godini. U Tabeli 4,26 su prikazani rezultati homogenih koeficijenata, a pri predstavljanju rezultata heterogenih koeficijenata, prikazani su samo rezultati zemalja Zapadnog Balkana koje su u fokusu u ovom modelu. Prilagođavanje dugoročnoj ravnotežnoj vezi u svim zemljama Zapadnog Balkana prema metodu združenih grupnih sredina je intenzivnije u odnosu na prosek analiziranih zemalja. Najveća signifikantna korekcije ravnotežne greške je ocenjena u Bosni i Hercegovini (-0,5847).

**Tabela 4.26** Ocena fiskalne održivosti metodom združenih grupnih sredina za zemlje EU i zemlje Zapadnog Balkana u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: log. javnih prihoda	Dugoročna veza ( $\theta$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\Phi_i$ )		$\Delta LE$		$\mu_i$	
Homogeni koef.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
<b>Metod združenih grupnih sredina</b>	0.913	0.000	-0.3419	0.000	0.4473	0.065	0.4657	0.000
$\theta=1$	0.83	0.3635	<b>Održivost</b>					
Heterogeni koeficijenti prilagođavanja za zemlje Zapadnog Balkana								
Albanija			<b>-0.5272</b>	<b>0.009</b>	5.662	0.022	-0.470	0.127
Bosna i Herzeg. Crna Gora			<b>-0.5847</b>	<b>0.003</b>	0.574	0.176	1.062	0.010
Makedonija			<b>-0.4640</b>	<b>0.014</b>	1.866	0.009	0.718	0.026
Srbija			<b>-0.3477</b>	<b>0.080</b>	-1.270	0.382	0.098	0.533
			<b>-0.4045</b>	<b>0.000</b>	1.972	0.000	0.583	0.001
<b>Metod grupnih sredina</b>								
Albanija	5.580	<b>0.210</b>	<b>-0.5576</b>	<b>0.013</b>	4.1289	0.171	-9.400	0.251
		<i>Neodrživo</i>						
Bosna i Herzeg. Crna Gora	0.913	<b>0.830</b>	<b>-0.5841</b>	<b>0.017</b>	0.5749	0.268	1.0632	0.94
		<i>Neodrživo</i>						
Makedonija	-0.726	<b>0.879</b>	<b>-0.3644</b>	<b>0.024</b>	2.1560	0.044	2.799	0.541
		<i>Neodrživo</i>						
Srbija	6.255	<b>0.850</b>	<b>-0.4603</b>	<b>0.039</b>	-2.5878	0.144	-8.428	0.139
		<i>Neodrživo</i>						
	-3.567	<b>0.444</b>	<b>-0.2248</b>	<b>0.080</b>	2.6173	0.000	4.1039	0.031
		<i>Neodrživo</i>						
Dugor. veza	MG		PMG				MG-PMG	
	1.6862		0.9137				0.7725	
Hausman-ova test statistika			0.84					
p-vrednost			0.3588					
<b>ARDL (1,1)</b>								

**Izvor:** autorski proračun.

Prema metodi grupnih sredina, moguće je imati evidenciju o dugoročnoj vezi i korekcijama ravnotežne greške po zemljama Zapadnog Balkana, pri čemu rezultati upućuju da su politike zemalja Zapadnog Balkana neodržive, dok i dalje postoji signifikantno prilagođavanje ravnotežnoj vezi. Najviša vrednost ( $\Phi_i$ ) je ocenjena za Bosnu i Hercegovinu (-0,5841), dok je najniža ocenjena za Srbiju (-0,2248). Međutim, Hausmanova test statistika ukazuje da je optimalna specifikacija zasnovana na metodi

sa združenim grupnim sredima koji daje efikasne ocene, u odnosu na metod grupnih sredina čije su ocene konzistentne.

Na osnovu rezultata je moguće doći do zaključka da proces pridruživanja EU podrazumeva poboljšanja u javnim finansijama, dakle, intenzivno prilagođavanje ravnotežnoj vezi koja se odnosi na prosek svih zemalja, ali da se dugoročna veza između javne potrošnje i javnih prihoda ne formira za svaku zemlju Zapadnog Balkana pojedinačno. To znači da proces priključivanja EU ne dovodi do automatske konvergencije i uspostavljanja fiskalne održivosti, ali da korekcije ravnotežne greške podrazumevaju značajna prilagođavanja i poboljšanja fiskalne pozicije.

### **3. Uticaj politika javne potrošnje na fiskalni deficit**

Fiskalna održivost *versus* fiskalna neodrživost predstavlja ključno pitanje ekonomija uopšte, kako država, jer reprezentuje koliko su uspešne u ispunjenju svojih ciljeva vezanih za alokativnu funkciju i funkciju redistribucije dohotka, tako i pojedinaca jer dugoročna (ne)održivost utiče na životni standard tekućih i budućih generacija. Stoga postaje ključno pitanje kojim politikama javne potrošnje država remeti alokativnu funkciju, istiskujući privatni sektor i stvarajući neefikasnu alokaciju, i kojim politikama sa ciljem redistribucije dohotka, dodatno opterećuje fiskalni deficit. Zato se u nastavku razmatra drugi cilj u radu: analiza intenziteta uticaja pojedinačnih politika javne potrošnje na pogoršanje pozicije deficita, za prosek EU, za grupe zemalja i za pojedinačne zemlje.

Uticaj politika javne potrošnje na fiskalni deficit je moguće utvrditi samo sveobuhvatnom analizom determinanti deficita, koje su prema teorijskoj i empirijskoj literaturi, ekonomske, političke i insitucionalne varijable (Woo 2003). Navedene (i druge) varijable su predmet analize i u radovima Allesina i Perotti (1995); Carlsen i Pedersen (1999); Persson (2001); Hennisz (2004); Agnello, Sousa (2009). Kao što je već objašnjeno, pored konvencionalnih determinanti, u ovom radu će biti analizirani uticaji konkretnih politika javne potrošnje.

Set potencijalnih determinanti fiskalnog deficita koji uključuje diskrecione mere fiskalne politike i autonomne faktore, koje će biti razmatrane u radu obuhvata:

- varijable koje reprezentuju makroekonomsku stabilnost,

- demografske varijable,
- političke političke,
- veštačke varijable koje obuhvataju grupe zemalja,
- budžetske varijable, od kojih su politike javne potrošnje od posebnog interesa u radu.

Efekti uspostavljanja makroekonomske stabilizacije obuhvaćeni su ekonomskim varijablama: stopa nezaposlenosti, indeks potrošačkih cena, i BDP per capita. Visoka nezaposlenost rezultira u smanjenju javnih prihoda, kao i visokim javnim izdacima upućenim ka smanjenju nezaposlenosti, i konačno deficitom budžeta. Rast indeksa potrošačkih cena vodi rastu fiskalnog deficita, kao i volatilnosti fiskalnog deficita. Rast BDP pozitivno utiče na fiskalni deficit, umanjujući ga i stvarajući suficit, pogotovo u uslovima kada je stopa ekonomskog rasta veća u odnosu na rast kamatne stope na javni dug.

Demografske varijable imaju značajnu ulogu pri determinisanju fiskalnog deficita, s obzirom na izdašnu javnu potrošnju vezanu za starenje stanovništva. Stoga je korišćena varijabla “starenje” koja prikazuje udeo stanovništva sa 65 ili više godina u ukupnoj populaciji. Varijabla “populacija” je korišćena sa ciljem da predstavi veličinu zemlje, kao i moguće uštede usled ekonomije obima pri pružanju javnih usluga ili veće izdatke usled potrebe za decentralizacijom. Takođe, postoji pretpostavka vezana za male zemlje da su izložnije spoljnim šokovima koje mogu usloviti osetljivost fiskalnog deficita u većoj meri.

Politički ciklusi mogu doprineti promenama u javnoj potrošnji i fiskalnom deficitu, usled pojave povećanja javne potrošnje i smanjenja poreza i javnih prihoda u izbornoj godini, sa ciljem ponovnog izbora iste političke opcije (uticaj političke orijentacije je analizirano u radu Josifidis et. al). Stoga, varijabla “izborna godina” prikazuje izborne cikluse, te uzima vrednost 1 u godini održavanja parlamentarnih izbora, i 0 u suprotnom. Takođe, korišćene su veštačke varijable za definisane grupe evropskih zemalja, kako bi se obuhvatili srodni uticaji više faktora vezanih za istorijske, geografske, tradicionalne i druge uslove.

Među budžetskim varijablama, udeo javnih prihoda u BDP je već korišćen u dosadašnjoj analizi, a nova budžetska varijabla se odnosi na udeo izdataka za servisiranje javnog duga u BDP. U slučaju rasta kamatnih stopa na javni dug, izdaci za

servisiranje postaju veći, što generiše fiskalni deficit. Dalje, udeo ukupne javne potrošnje u BDP je detaljno analiziran sa stanovišta održivosti, a u analizi koja sledi, predmet istraživanja su pojedinačne politike javne potrošnje. Politike javne potrošnje se odnose na dekomponovanje ukupne javne potrošnje, odnosno na udeo penzija, zdravstva i obrazovanja u BDP, i predstavljaju poseban predmet interesovanja u modelu (detaljan prikaz deskriptivnih statistika se nalazi u Apendiksu, Tabele 7a-8b) . Pomenute politike javne potrošnje čine najveći deo ukupne javne potrošnje (zajedno sa izdacima za nacionalnu bezbednost), i prikazuju dve ključne uloge države: obezbeđenje socijalne sigurnosti građana (penzije, zdravstvo) i funkcija društvene delatnosti države (obrazovanje). Očekuje se da se pomenute politike razlikuju po zemalja, ili po grupama zemalja, s obzirom na različite ciljeve politika javne potrošnje i različite izvore finansiranja javne potrošnje. Takođe, usled reformi sprovedenih u ekonomijama EU kako bi se obezbedila održivost i adekvatnost politika javne potrošnje, dešavaju se značajne promene u svakoj od politika javne potrošnje u posmatranom periodu. Tako je svaka od evropskih ekonomija odgovorna za organizaciju penzijskog, zdravstvenog sistema i sistema obrazovanja, premda, određena specifična područja politika javne potrošnje država članica pripadaju višem nivou, Evropskoj Uniji (koordinacija politika javne potrošnje, prava radnika u slučaju nesolventnosti firme). Detaljnije, od uvođenja Socijalne povelje 1996. godine, EU je proizvela sopstvene regulative i ograničila ili ukinula pojedinačne regulative ekonomija EU. Socijalna povelja uvodi niz regulativa u oblasti zdravstva i socijalne politike, kojima se, između ostalog, povećavaju prava radnika, međutim, u vezi sa njenom implementacijom i dalje postoje neslaganja (najjača od strane Velike Britanije), tako da se na politike obuhvaćene Socijalnom poveljom i dalje ne može gledati kao na homogene politike.

### 3.1 Primena modela sa heterogenim slučajnim članom i homogenim regresionim parametrima

Sa ciljem da se odrede determinante fiskalnog deficita i da se testira uticaj različitih politika javne potrošnje i zaduživanja na produbljivanje fiskalnog deficita, ocenjen je balansirani panel model za 28 ekonomija Evropske Unije u periodu 1995-2014. Opšti izraz za empirijsko istraživanje determinanti fiskalnog deficita u formi modela panela, može biti zapisano na sledeći način:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} C_i + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4.5)$$

gde je  $y_{it}$  udeo fiskalog deficita u BDP za zemlju  $i$  u godini  $t$ .  $X_{it}$  čine determinante fiskalnog deficita čije vrednosti variraju po  $i$  i  $t$ , dok je  $C_i$  veštačka varijabla koja prikazuje grupe evropskih zemalja  $i$ . Kako bi se testirale različite politike javne potrošnje u grupama evropskih zemalja, koeficijenti su izmenjeni uključivanjem grupnih efekata ( $X_{it}C_i$ ). Na taj način je ocenjen uticaj politika javne potrošnje i zaduživanja na fiskalni deficit u grupama zemalja. Takođe, model sadrži individualne efekte (specifične efekte svake zemlje koji nisu direktno uključeni u model putem drugih objašnjavajućih varijabli),  $\mu_i$ , zajedno sa vremenskim efektima (prikazuju specifičnosti svake godine u analiziranom period),  $\lambda_t$ , i stohastičku slučajnu grešku,  $u_{it}$ . Individualni i vremenski efekti, alternativno mogu biti obuhvaćeni kao deo kompozitne slučajne greške.

Procedura izbora optimalnog modela, podrazumeva u startu, testiranje varijabilnosti po zemljama i kroz vreme. Rezultati ukazuju na postojanje značajnih razlika po zemljama i kroz vreme (Tabele 4.2 4.27 i 4.28), osim u slučaju varijable obrazovanje, budući da su izdaci za obrazovanje stabilni kroz vreme za prosek ekonomija EU.

**Tabela 4.27** F testovi za proveru variabilnosti po zemljama

	<b>Testiranje variabilnosti po zemljama</b>			
	Anova F-test		Welch F-test	
	Vrednost	<i>p</i> -vrednost	Vrednost	<i>p</i> -vrednost
Obrazovanje	114.03	0.0000	174.31	0.0000
Zdravstvo	63.39	0.0000	218.44	0.0000
Penzije	99.317	0.0000	176.084	0.0000
BDP per capita	166.91	0.0000	145.36	0.0000
Populacija	212705.9	0.0001	166676.1	0.0002
Izdaci za servisiranje javnog duga	19.209	0.0000	161.76	0.0000
Nezaposlenost	21.77	0.0000	31.307	0.0000

**Izvor:** autorski proračun.**Tabela 4.28** F testovi za proveru variabilnosti kroz vreme

	<b>Testiranje vremenske variabilnosti</b>			
	Anova F-test		Welch F-test	
	Vrednost	<i>p</i> -vrednost	Vrednost	<i>p</i> -vrednost
Obrazovanje	<i>0.74</i>	<i>0.7777</i>	<i>0.697</i>	<i>0.8188</i>
Zdravstvo	3.861	0.0000	3.498	0.0000
Penzije	1.624	0.0460	1.552	0.0716
BDP per capita	2.557	0.0003	3.245	0.0000
Populacija	0.0058	1.0000	0.0054	1.0000
Izdaci za servisiranje javnog duga	4.43	0.0000	2.937	0.0001
Nezaposlenost	2.499	0.0005	4.25	0.0000

**Izvor:** autorski proračun.

Proizlazi da je optimalna specifikacija modela sa individualnim i vremenskim efektima. Heterogenost prouzrokovana promenama u jedinicama posmatranja jeste očekivani ishod analize, shodno usmerenosti ka strukturnoj dimenziji, kao i heterogenost posmatranog perioda, s obzirom na turbulentne promene kroz koje je većina ekonomija EU prolazila u posmatranom periodu.

Zatim, neophodno je testirati stacionarnost svih varijabli uključenih u model testovima prve ili druge generacije. Prema rezultatima Pesaran-ovog testa zavisnosti

između uporednih podataka (Tabela 4.29, kao i u svim ostalim varijablama Tabela 4.3), uočava se da se odbacuje hipoteza o nezavisnosti uporednih podataka, sem, očekivano, kod varijable populacija, te se pri analizi stacionarnosti koriste testovi jediničnog korena druge generacije za zavisne panele.

**Tabela 4.29** CD test zavisnosti između uporednih podataka

$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = 0, i \neq j$ $H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0, i \neq j$	Test zavisnosti uporednih podataka			
	CD-test	p-vrednost	Korelacija	aps. (korelacija)
Obrazovanje	13.630	0.000	0.168	0.375
Zdravstvo	42.780	0.000	0.514	0.607
Penzije	32.87	0.000	0.384	0.558
Nezaposlenost	4.510	0.000	0.052	0.308
Populacija	-1.244	0.995	-2.070	-2.50
BDP per capita	52.23	0.000	0.601	0.603
Izdaci za servisiranje javnog duga	23.270	0.000	0.268	0.488

**Izvor:** autorski proračun.

Sledi analiza stacionarnosti varijabli u slučaju detektovane zavisnosti uporednih podataka. U Tabeli 4.30, prikazani su rezultati Pesaran-ovog testa za model sa konstantom i model sa konstantom i trendom za nivo varijabli, sa nultom docnjom, sa jednom i dve docnje. CIPS statistika pokazuje da je gotovo kod svih varijabli neophodno izvršiti transformacije u smislu diferenciranja, jer se utvrđuje prisustvo jediničnih korena u modelu sa konstantom, kao i u modelu sa konstantom i trendom (premda se optimalnim smatra model sa konstantom jer su varijable merene kao udeli u BDP). Navedeno je izuzetak jedino u slučaju nezaposlenosti, gde se pri korišćenju 0 ili 1 docnji u oba modela, prikazuje stacionarnost nivoa varijable. Sa druge strane, radi provere da li su sve varijable integrisane reda 1, ili u varijablama postoje dva jedinična korena, proverom stacionarnosti prvih diferenci varijabli, zaključuje se da su varijable integrisane reda 1, prema oba modela, sem varijable nezaposlenost, čiji se nivo može smatrati stacionarnim. Stoga je u nastavku neophodno koristiti prve difference varijabli, odnosno njihove stacionarne reprezentacije, shodno rezultatima dobijenim ranije u Tabeli 4.4, 4.5, kao i u Tabeli 4.30.



**Tabela 4.30** Pesaran-ov test jediničnih korena

CADF i CIPS test $H_0: I(1);$ $H_1: I(0)$	Doerije	Model sa konstantom		Model sa konstantom i trendom		Model sa konstantom	
		Nivo promenljivih				Prva diferencija promenljivih	
		Z( $\bar{t}$ )-stat. (CIPS)	p-vrednost	Z( $\bar{t}$ )-stat. (CIPS)	p-vrednost	Z( $\bar{t}$ )-stat. (CIPS)	p-vrednost
Obrazovanje	0	<b>-1.483</b>	<b>0.069</b>	1.231	0.891	-18.318	0.000
	1	0.204	0.584	3.218	0.999	-6.466	0.000
	2	1.573	0.942	4.437	1.000	-3.459	0.000
Zdravstvo	0	-1.075	0.141	2.139	0.984	-17.674	0.000
	1	-1.051	0.147	2.683	0.996	-6.932	0.000
	2	<b>-1.699</b>	<b>0.045</b>	2.509	0.994	-1.956	0.025
Penzije	0	0.879	0.810	0.772	0.780	-16.866	0.000
	1	0.491	0.688	0.246	0.597	-5.698	0.000
	2	1.773	0.962	-0.468	0.320	-2.307	0.011
Izdaci za servisiranje javnog duga	0	2.543	0.995	1.729	0.958	-17.168	0.000
	1	0.065	0.526	<b>-2.182</b>	<b>0.015</b>	-8.286	0.000
	2	2.337	0.990	1.315	0.906	-3.024	0.001
BDP per capita	0	-1.294	0.098	0.286	0.613	-17.843	0.000
	1	-0.773	0.220	1.354	0.912	-8.133	0.000
	2	-1.222	0.111	1.923	0.973	-1.142	0.127
Nezaposl.	0	<b>-4.206</b>	<b>0.000</b>	<b>-3.031</b>	<b>0.001</b>	-15.803	0.000
	1	<b>-3.234</b>	<b>0.001</b>	<b>-3.235</b>	<b>0.001</b>	-8.617	0.000
	2	0.234	0.593	-1.091	0.138	-4.507	0.000
Populacija	0	1.862	0.969	2.111	0.983	-19.813	0.000
	1	-0.143	0.443	-1.446	0.074	-3.507	0.000
	2	1.962	0.975	0.589	0.722	-1.364	0.086

**Napomena:** Kritične vrednosti za model sa konstantom su: -2.070, -2.150 i -2.320, za nivo značajnosti testa: 10%, 5% i 1%, respektivno. Kritične vrednosti za model sa konstantom i trendom su: -2.580, -2.670 i -2.830, za nivo značajnosti testa: 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Budući da je neophodno specifikovati model sa prvim diferencama (koje su dobijene diferenciranjem originalnih varijabli, predstavljenih kao udeo u BDP) i individualnim i vremenskim efektima, postavlja se pitanje da li ta specifikacija treba da bude sa fiksnim efektima ili sa komponentama slučajne greške. Odluka o izboru optimalnog modela je posledica ocenjivanja obe specifikacije, fiksne kovarijacionim metodom i stohastičke metodom uopštenih najmanjih kvadrata, a zatim sprovođenjem odgovarajućih testova za izbor. U početnom modelu su uključene sve potencijalne

objašnjavajuće varijable: izdaci za penzije, zdravstvo, obrazovanje, nezaposlenost, BDP per capita, indeks potrošačkih cena, izdaci za servisiranje javnog duga, populacija, izborna godina, a zatim su procedurom “od opšteg ka posebnom”, eliminisani nesignifikantni regresori u modelima. Izbor optimalnog modela je određen na osnovu primene Hausman-ovog testa specifikacije.

**Tabela 4.31** Determinante fiskalnog deficita i uticaj politika javne potrošnje

Zavisna varijabla: $\Delta$ fiskalni deficit	Model sa stohastičkim individualnim efektima		Model sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima		Model sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima – robusne ocene		Robustna ocena (metodom panel-korigovanih standardnih grešaka)	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
<b>Konstanta</b>	-0.225	0.034	-2.698	0.000	7.643	0.000	5.764	0.000
$\Delta$ Izdaci za servisiranje javnog duga	-0.042	0.000	-0.028	0.010	-0.749	0.077	-0.0563	0.000
$\Delta$ BDP	0.101	0.000	-	-	-	-	0.021	0.098
$\Delta$ Populacija	-0.0009	0.000	-0.0008	0.000	-0.0007	0.000	-0.0002	0.037
$\Delta$ Javni prihodi	0.0383	0.000	0.0338	0.000	0.0493	0.009	0.0374	0.000
$\Delta$ Zdravstvo	-0.032	0.036	-0.0536	0.000	-0.0630	0.000	-0.0644	0.000
$\Delta$ Penzije	-0.277	0.020	-0.3749	0.000	-0.4627	0.009	-0.2411	0.000
$\Delta$ Obrazovanje	-1.944	0.000	-1.4849	0.000	-1.0350	0.002	-1.0252	0.000
<b>Veštačka I</b>	-18.62	0.000	-18.728	0.000	-25.127	0.000	-18.982	0.000
<b>Veštačka L</b>	-9.878	0.000	-10.467	0.000	-11.996	0.000	-10.701	0.000
<b>Veštačka S</b>	-10.43	0.000	-10.570	0.000	-10.932	0.000	-11.603	0.000
$R^2$	0.476		0.593		0.591		0.4945	
Wald $\chi^2$ test	481.56	0.000	763.34	0.000	-	-	419.95	0.000
Hausman test	2.88	0.9689	0.99	1.000	-	-		
Robustni Hausman test					4.83	0.9021		
Wald test heteroskedastičnosti	233.69	0.000	241.21	0.000				
Wooldridge test autokorelacije	0.015	0.9029						
Broj opservacija	553							

**Napomena:** Korišćenjem drugih metoda za robustne ocene, bootstrap, jackknife, dobijaju se isti rezultati u smislu značajnosti parametara i jačine uticaja, pri čemu se ni kod drugih metoda ocenjivanja koje obuhvataju potencijalno postojanje heteroskedastičnosti i autokorelacije, ne može prihvatiti hipoteza o nezavisnosti uporednih podataka.

**Izvor:** autorski proračun.

Hausman-ovim testom je moguće odrediti optimalnu specifikaciju testirajući problem endogenosti – korelacije ostatka slučajne greške sa regresorima. Dodatno, s obzirom da je u podacima uočena zavisnost između uporednih podataka, strategija u

modeliranju se odnosi na ublažavanje navedene zavisnosti uvođenjem pored individualnih i vremenskih efekata (koji se u svakom slučaju pokazuju signifikantnim), kao i diferenciranjem varijabli usled nestacionarnosti, što se u empirijskim radovima i Monte Karlo simulacijama pokazalo kao dobar put za pouzdanost ocena – rezultati modela sa prvim diferencama i vremenskim efektima daju približne rezultate kao modeli sa zajedničkim efektima (Eberhard, Bond 2009). Detaljni rezultati su prikazani u Tabeli 4.31.

Rezultati Hausman-ovog testa ne ukazuju na postojanje korelacije regresora i komponenti slučajne greške u stohastičkoj specifikaciji, pa se optimalnom može smatrati stohastička specifikacija, koja daje efikasne ocene. Stoga su u Tabeli 4.31 prikazani rezultati RE specifikacije sa individualnim, kao i sa individualnim i vremenskim efektima. Međutim, kako je primenom Wald-ovog testa heteroskedastičnosti pokazano da se ne može prihvatiti hipoteza o homoskedastičnoj grešci, rezultati Hausman-ovog testa mogu biti dovedeni u pitanje. Prisustvo heteroskedastičnosti u stohastičkom modelu može biti otklonjeno primenom robustnih metoda ocenjivanja stohastičke specifikacije. Stoga je primenjen robustni Hausman-ov test zasnovan na bootstrap tehnici, pogodan za primenu kada ocene stohastičkog modela nisu efikasne, zbog problema heteroskedastičnosti i(ili) autokorelacije. Navedeni test potvrđuje zaključan dobijen standardnom procedurom – potrebno je koristiti stohastičku specifikaciju. Dobijeni rezultati se mogu smatrati poželjnim sa stanovišta gotovo svih pretpostavki, sem pretpostavke o nezavisnosti uporednih podataka jer Pesaran-ov CD test u svakom slučaju odbacuje nultu hipotezu o nezavisnosti uporednih podataka. Navedeni rezultat, upućuje da iako se u literaturi sugerije primena modela sa prvim diferencama i individualnim i vremenskim efektima za indirektni obuhvat zavisnosti uporednih podataka, u modelu determinanti fiskalnog deficita, zavisnost ostaje prisutna i u slučaju pomenutih modela, kao i u slučaju robustnih ocena. Jedini potencijalni obuhvat zavisnosti uporednih podataka, i pri prisustvu heteroskedastičnosti u modelu je ocena metodom panel korigovanih standardnih ocena koja obuhvata i heteroskedastičnost i autokorelaciju u panelu (panel-corrected standard errors), što je prikazano u poslednjoj koloni Tabele 4.31.

Rezultati ocenjenog modela primenom metoda stohastičke specifikacije sa individualnim (i vremenskim) efektima, kao i primena robustnih metoda u Tabeli 4.31

obuhvataju osnovne determinante fiskalnog deficita u ekonomijama EU u posmatranom periodu. Prema ocenjenim koeficijentima u svim modelima, smanjenje fiskalnog deficita, odnosno, uspostavljanje suficita, određeno je rastom BDP per capita, kao i rastom javnih prihoda. Negativni uticaj na fiskalni deficit imaju rast veličina populacije, i rast izdataka za servisiranje javnog duga i politike javne potrošnje. Varijabla populacija je korišćena kako bi se izmerila veličina ekonomije i njen rast, a prema rezultatima, ekonomije koje brže rastu češće imaju problem fiskalnog deficita verovatno prouzrokovanim većim nivoom decentralizacije. Rast izdataka za penzije, zdravstvo i obrazovanje, takođe, značajno determinišu fiskalnu ravnotežu, sa negativnim uticajem. Veći izdaci za svaku od politika javne potrošnje produbljuju fiskalni deficit evropskih zemalja. Promena udela izdataka za servisiranje javnog duga u BDP ima negativni uticaj na fiskalni deficit u uzorku evropskih zemalja, jer rast javnog duga automatski podrazumeva rast sume koje se izdvaja za vraćanje kredita. Konačno, ispostavlja se da varijable vezane za demografske promene i političke cikluse nisu značajne u modelu. Veštačke varijable obuhvataju ekstremne promene u fiskalnom deficitu koje ne mogu biti objašnjene u potpunosti varijablama uključenim u model. Veštačka\_I uzima vrednost 1 u 2010. godini za Irsku, kada je fiskalni deficit dostigao rekordni minimum, - 32.5 % BDP. Veštačka\_L je na isti način formirana u slučaju Litvanije u 1997. godini kada je fiskalni deficit iznosio -11.7%, dok Veštačka\_S obuhvata rekordni deficit Slovenije u 2013. godini u iznosu od -14.6 % BDP.

### **3.2 Primena modela sa heterogenim slučajnim članom i homogenim regresionim parametrima u grupama zemalja**

Iako literatura predlaže različite tipologije zemalja (Esping-Andersen 1990; Ferrera 1996; Fenger 2007; Lendvai 2009; Cerami, Vanhuysse 2009) sa ciljem da se identifikuje da li u različitim grupama evropskih zemalja, različite politike javne potrošnje remete fiskalnu održivost, doprinos i methodske inovacije ovog rada postojećoj literaturi su:

- Klasifikacija na osnovu rezultata analize fiskalne održivosti, odnosno analize kointegracije i multikointegracije;

- Identifikacija specifičnih uticaja pojedinačnih politika javne potrošnje, koristeći interakcije između definisanih grupa zemalja i karakterističnih politika u kontekstu metoda panela.

S tim u vezi, formirana je veštačka varijabla koja objedinjuje rezultate kointegracione i multikointegracione analize sa stanovišta rezultata o neodrživosti. Na osnovu Tabele 34, definisana je veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 za zemlje kod kojih se sa stanovišta oba kriterijuma dolazi do zaključka o neodrživoj fiskalnoj politici, dakle u slučaju nepostojanja kointegracije i nepostojanja multikointegracije. Sa ovako definisanim varijablom, u modelu su ocenjene interakcije sa politikama javne potrošnje, kako bi se ustanovilo da li u definisanoj grupi zemalja kod kojih je fiskalna politika ocenjena kao neodrživa, postoji dodatni negativni uticaj analiziranih politika javne potrošnje i da li te politike produbljuju fiskalni deficit. Rezultati su prikazani u Tabeli 4.32.

**Tabela 4.32** Interakcije politika javne potrošnje i grupe zemalja sa neodrživom fiskalnom politikom

Zavisna varijabla: $\Delta$ fiskalni deficit	Model sa stohastičkim individualnim i vremenskim efektima – robusne ocene					
	Specifičan uticaj zdravstva (1)		Specifičan uticaj obrazovanja (2)		Specifičan uticaj penzija (3)	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
Konstanta	-2.987	0.001	-3.057	0.000	-3.012	0.001
$\Delta$ Populacija	-0.0008	0.000	-0.0008	0.000	-0.0008	0.000
$\Delta$ Javni prihodi	0.029	0.000	0.0309	0.000	0.0308	0.000
$\Delta$ Zdravstvo	-0.045	0.095	-0.0580	0.045	-0.0511	0.070
$\Delta$ Penzije	-0.428	0.001	-0.397	0.002	-0.453	0.001
$\Delta$ Obrazovanje	-1.445	0.000	-1.434	0.000	-1.4881	0.000
Veštačka_7	-18.68	0.000	-18.783	0.000	-18.928	0.000
Veštačka_15	-11.06	0.000	-10.526	0.000	-10.182	0.000
Veštačka_23	-10.50	0.000	-10.517	0.000	-10.527	0.000
<b>Neodrživo*zdravstvo</b>	<b>-0.098</b>	<b>0.035</b>				
Neodrživo*obrazovanje			-0.477	0.376		
Neodrživo*penzije					0.509	0.205
R <sup>2</sup>	0.5917		0.5883		0.5905	
CD test	-2.807	0.0050	-2.796	0.0052	-2.790	0.0053
Broj opservacija	553					

**Napomena:** Isti rezultati u smislu signifikantnosti varijabli i jačine uticaja se dobijaju primenom drugih robusnih metoda, kao i primenom metoda panel-korigovanih standardnih grešaka.

**Izvor:** autor.

U modelu sa fiksnim individualnim i vremenskim efektima sa robusnim ocenama, u kom se testiraju uticaji pojedinačnih politika javne potrošnje na fiskalni deficit u grupama zemalja, bazične objašnjavajuće varijable ostaju značajne sa sličnim intenzitetom i pravcem uticaja. Razlika se očituje u varijabli izdaci za servisiranje javnog duga, koja postaje nesignifikantna prilikom uključenja interakcija sa grupama zemalja u modelu. Rezultati i dalje upućuju da prirast javne potrošnje produbljuje fiskalni deficit u celom uzorku i to sa najznačajnijim koeficijentom izdaci za obrazovanje, penzije, pa zdravstvo. Međutim, interakcije grupe zemalja sa neodrživom fiskalnom politikom i politikama javne potrošnje upućuju na zaključak da je samo interakcija sa varijablom zdravstvo značajna (kolona (1)). Dakle, u analiziranoj grupi zemalja, prirast izdataka za zdravstvo u dodatnoj meri opterećuju fiskalni deficit. Visina koeficijenta za interakciju iznosi  $-0.045 - 0.098 = -0.143$ , što je i dalje manji regresioni koeficijent od regresionog koeficijenta uz penzije, upućujući da je ukupno dejstvo penzija veće od obrazovanja, jer se ukupno dejstvo prirasta izdataka na promenu fiskalnog deficita dobija množenjem regresionog koeficijenta i vrednosti varijable. Ispostavlja se da se među pojedinačnim politikama javne potrošnje u grupi zemalja koje su okarakterisane fiskalnom neodrživošću, ne može pronaći “okidač” koji dovodi do produbljenja fiskalnog deficita (premda je 59% ukupnih varijacija fiskalnog deficita objašnjeno modelom), već su posredi modelom neidentifikovani faktori. Stoga je neizbežno preći na modele sa zajedničkim faktorima, koji su u mogućnosti da obuhvate neidentifikovane uticaje i njihovo faktorsko opterećenje.

### **3.3 Primena modela sa heterogenim parametrima**

S obzirom na to da je primena standardnih metoda dala rezultate čija je pouzdanost ograničena, bez obzira na prilagođavanja modela predlagana u literaturi, najpre usled neispunjenosti pretpostavke o nezavisnosti uporednih podataka, pribegava se primeni metoda koji su dizajnirani na način da pomenutu zavisnost obuhvate. Reč o modelima sa zajedničkim efektima, pri čemu će biti primenjen metod proširenih grupnih sredina - AMG (Eberardt i Teal 2009). AMG metodom se obezbeđuje uvođenje heterogenih regresionih parametara za svaku od politika javne potrošnje i uvođenje heterogenog faktorskog opterećenja usled dejstva neidentifikovanih faktora koji dovode do problema

zavisnosti uporednih podataka. Osim toga, primenom standardnih metoda se samo delimično mogla obuhvatiti heterogenost putem formiranja grupa zemalja koje vode slične politike javne potrošnje i imaju sličan status sa stanovišta fiskalne (ne)održivosti. To znači da je gledanje na grupe ekonomija kao na homogene celine izuzetno diskutabilno. Ispostavilo se da od nasleđenih faktora, brzine ekonomskog rasta, opredeljenja kreatora ekonomske politike u vezi sa politikama javne potrošnje i željenih ciljeva, zavise performanse svake zemlje na polju fiskalne politike, koje je teško unificirati. Stoga se modeli koji su zasnovani na heterogenim parametrima čine razumnim izborom.

U Tabeli 4.33 su prikazani rezultati modela primenom metoda AMG, primanjenih na originalne varijable (udeo u BDP). U prvom delu tabele, predstavljeni su homogeni parametri, a zatim slede heterogeni parametri. Na osnovu homogenih parametara uočava se da politike javne potrošnje u značajnoj meri produbljuju fiskalni deficit i da u značajnosti tog uticaja prednjače izdaci za obrazovanje i izdaci za penzije. Izdaci za zdravstvo opterećuju fiskalni deficit, ali u sa manje značajnim uticajem. Navedeni rezultat je u saglasju sa rezultatima dobijeni standardnim metodama, u smislu da je koeficijent uz obrazovanje najveći, međutim, svi koeficijenti su viši u standardnim metoda u odnosu na metod sa zajedničkim faktorima (premda nisu iste varijable značajne u modelu). Pored varijabli koje su pozitivno uticale na fiskalni deficit kod standardnih metoda, javni prihodi i BDP per capita, pojavljuje se još i stopa nezaposlenosti, kao značajna varijabla, koja povećava fiskalni deficit. Dinamički korelacioni faktor je značajan u zajedničkoj regresiji, i njegova značajnost upućuje na potencijal u obuhvatu faktora koji determinišu zavisnost između uporednih podataka.

Heterogeni koeficijenti za varijablu zdravstvo upućuju da izdaci za zdravstvo značajno produbljuju fiskalni deficit u Češkoj, Danskoj, Nemačkoj, Francuskoj, Hrvatskoj, Kipru, Letoniji, Mađarskoj, Holandiji, Austriji, Sloveniji, Velikoj Britaniji i Luksemburgu, pri čemu je uticaj najizraženiji u Sloveniji, a najmanji značajni uticaj je zabeležen u Hrvatskoj. Izdaci za obrazovanje u najvećoj meri opterećuju fiskalni deficit u Finskoj i Švedskoj, a zatim u Češkoj, Malti, Portugaliji. Izdaci za penzije su značajni u sledećim zemljama: Danska, Nemačka, Estonija, Španija, Francuska, Italiji, Letonija, Litvanija, Poljska, Portugalija, Finska, Švedska, Velika Britanija, Luksemburg. Ispostavlja se da iako u slučaju analize homogenih koeficijenata, rezultati upućuju da su

izdaci za obrazovanje oni koji u najvećoj meri produbljuju fiskalni deficit, analiza heterogenih koeficijenata, pokazuje da se takav zaključak nameće usled visokih regresionih koeficijenata za obrazovanje u Finskoj i Švedskoj, a ne zato što ti izdaci predominantno remete fiskalnu ravnotežu u ekonomijama EU. Upravo suprotno, ispostavlja se da izdaci za zdravstvo i penzije u većini zemalja imaju signifikantan negativan uticaj na fiskalni deficit, pri čemu je uticaj izdataka za penzije na produbljivanje deficita permanentan i sa jačim uticajem.

**Tabela 4.33** Ocena modela determinanti fiskalnog deficita metodom proširenih grupnih sredina

Zavisna varijabla: fiskalni deficit	AMG							$d_i'$	Konst.
	Zdravstvo	Obrazov.	Penzije	Javni prihodi	BDP	Nezapos.			
<b>Homogeni koef.</b>	-0.107*	-0.914**	-0.847***	0.064***	0.083*	-0.016*	0.804***	3.99	
<b>Heterogeni koeficijenti po zemljama</b>									
Belgija	0.018	-3.075	-1.711	0.101**	0.176	-0.011	0.271	18.8*	
Bugarska	-0.001	-0.232	-0.070	-0.009	0.617***	0.010	0.0008	-1.08	
Češka	-0.398*	-1.372***	1.176	0.038	0.289	-0.088***	1.100**	7.235	
Danska	-0.371***	-1.290	-1.280**	0.145***	0.446***	-0.143***	0.594**	-12.65	
Nemačka	-0.273**	-0.643	-1.725**	0.093	0.112	0.0003	1.710***	-5.530	
Estonija	-0.042	-0.851	-2.009***	0.093***	0.241***	0.001**	-1.043***	16.42** *	
Irska	-0.576	-1.381	-1.940	0.185**	0.642	-0.245	3.696**	25.317	
Grčka	-0.221	-2.623	-0.018	0.045**	0.198	0.0007	0.057	5.027	
Španija	-0.0001	-2.652	-1.470***	0.135***	0.149	-0.011	0.666	12.225	
Francuska	-0.164***	0.201	-0.980***	0.111***	0.147**	0.002	0.587***	-4.167	
Hrvatska	-0.104**	-0.726	-0.868	-0.024	-0.044	-0.008	0.935*	4.212	
Italija	-0.009	-0.716	-0.285*	0.072	0.159	0.004	1.093***	-8.347	
Kipar	-0.042**	0.549	-0.662	0.037	0.045	-0.006	0.261	4.065	
Letonija	-0.346***	-1.589	-0.990***	0.093***	0.080	0.008	0.415	15.66**	
Litvanija	0.116	0.9901	-0.109**	-0.006	0.472*	-0.028	1.222**	32.21*	
Mađarska	-0.494***	0.380	-0.366	0.062	0.066	-0.010	0.711*	2.31	
Malta	-0.0871	-1.719*	-0.369	0.102***	0.103	-0.038	-3.533	10.392	
Holandija	-0.109**	4.745	0.8202	0.131***	0.148	-0.096**	2.294***	-44.95	
Austrija	-0.012*	-1.552	1.290	0.047	0.064	-0.139***	1.157***	-10.15	
Poljska	-0.169*	-0.039	-1.012***	0.024***	-0.069	-0.003	1.019***	7.541	
Portugalija	-0.059	-1.450*	-0.930***	0.077***	-0.090	0.005	0.880***	8.805*	
Rumunija	-0.093	-1.802	0.128	0.038	0.167	0.066	1.242**	-8.241	
Slovenija	-0.701**	1.668	0.571	0.094*	-0.129	-0.067***	0.764**	10.897	
Slovačka	-0.042	2.123	1.429	-0.012	0.382	0.012	0.797	-26.88	
Finska	-0.012	-4.115**	-2.108*	0.044*	0.050	0.018***	0.223	4.52***	
Švedska	0.648	-3.187*	-3.729**	0.190	0.0004	0.0123	0.994**	-4.411	
Velika Britanija	-0.275***	-0.552	-0.744**	0.079***	0.159	-0.046	0.728**	-3.77	
Luksemb.	-0.256**	-0.895	-1.299***	0.089***	-0.025	-0.038***	0.487**	17.2***	
<b>RMSE</b>	<b>1.1916</b>								
<b>Pesaran CIPS test primenjen na rezidualima</b>									
Docnje	CD-test				p-vrednost				



0 docnji	-15.711	0.000
1 docnja	-9.489	0.000
2 docnje	-4.666	0.000
<b>Pesaran CD test zavisnosti uporednih podataka</b>		
CD-test	-0.91	0.363

**Izvor:** autorski proračun.

U uzorku od 28 ekonomija EU, postoji zemlje u kojima analizirane politike javne potrošnje ne utiču presudno da fiskalni deficit. U pitanju su Belgija, Bugarska, Irska, Grčka, Rumunija, Slovačka. Za ove zemlje se može reći da vode fiskalnu politiku koja nije slična politikama koje vode druge zemlje EU, ali iz različitih razloga. Za Grčku i Irsku je ranijim analizama utvrđeno, a u ovoj analizi potvrđeno, da institucionalni okvir nije u velikoj meri uticao na ove zemlje, pa su njihove fiskalne reakcije često u suprotnosti sa fiskalnim reakcijama drugih zemalja EU. Slično može da važi i za Bugarsku i Rumuniju, koje se u analiziranom periodu tek prilagođavaju novom institucionalnom okviru. Kada je u pitanju Belgija, usled zaduženosti u iznosu od 105.75 % BDP proseku, potencijalno, izdaci za servisiranje javnog duga mogu biti remetilački faktor fiskalnog deficita, a ne analizirane politike javne potrošnje. Interesantan rezultat proizlazi iz analize zajedničkog dinamičkog faktora, koji nije signifikantan upravo u zemljama u kojima se neidentifikuju značajni uticaji politika javne potrošnje. Navedeno potvrđuje ideju o „institucionalnoj isključenosti“ ovih zemalja, odnosno, ukoliko nema reakcija na zajedničko faktorsko opterećenje, nema ni zavisnosti tih zemalja sa drugim zemljama EU.

Ispostavlja se da sa stanovišta drugog cilja, nulta hipoteza da politike javne potrošnje ne remete fiskalni deficit mora odbiti, i prihvatiti alternativna da u nekim zemljama EU politike javne potrošnje produbljuju fiskalni deficit. Sa stanovišta modela sa homogenim koeficijentima, najviši regresioni koeficijent je ocenjen za politiku obrazovanja, zatim penzija i zdravstva, što ne ukazuje da politika obrazovanja najviše povećava deficit jer su izdaci za obrazovanje manji nego za zdravstvo, a najveći za penzije. Visoki izdaci za penzije množeni regeresionim koeficijentom upućuju da najčešći i najjači uticaj na produbljivanje fiskalnog deficita imaju izdaci za penzije, kao što prikazano i sa stanovišta modela sa heterogenim koeficijentima.

#### 4. Efikasnost javne potrošnje

Tržišni mehanizmi su limitirani da uspostave Pareto efikasnost na području politika penzija, zdravstva i obrazovanja, usled nesavršenosti konkurencije, eksternih efekata, nesavršenih informacija, nepotpunih tržišta i problema u redistribuciji. Navedeno predstavlja argument za državnu intervenciju, koja svojim delovanjem može korigovati nesavršenosti i neefikasnosti tržišta, ali i generisati nove nesavršenosti. Stoga je od posebnog interesa analizirati efikasnost diskrecionih mera na području socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja.

Efikasnost politika javne potrošnje postaje ključno sa više stanovišta, od poreskih obveznika, do Vlada država. Prvo, poreski obveznici zahtevaju efikasno korišćenje javnih prihoda, a drugo, javna potrošnja može doprineti bržem ekonomskom rastu, što je osnovni motiv Vlada zemalja. Koncept efikasnosti je direktno vezan za pitanje upotrebe retkih resursa i za komparaciju između inputa i outputa, odnosno, efikasnija je ista aktivnost u smislu istih inputa, kada se njome postiže veći output. Empirijski okvir za analizu efikasnosti dovodi u fokus nekoliko metodoloških dilema:

- definisanje efikasnosti u odnosu na efektivnost,
- mikro/makro nivo,
- pitanje determinanti na strani ponude/traznje,
- analize na agregatnom/specifičnom nivou,
- definisanje ciljeva i
- uticaj ne-diskrecionih faktora.

*Efikasnost* u javnom sektoru se definiše kao sposobnost Vlada da maksimiziraju nivo svojih ekonomskih aktivnosti prema postavljenim ciljevima za dati nivo potrošnje, dok je *efektivnost* minimiziranje nivoa potrošnje za dati nivo ekonomskih aktivnosti. Dakle, neefikasnost se pojavljuje uvek kada država pruža pogrešna javna dobra ili ih pruža u prevelikoj meri iako uz niže troškove, dok se neefektivnost javlja kada država pruža adekvatno javno dobro ali uz veoma visoke troškove. Konačno, kombinacija prethodno opisanih situacija, kada država obezbeđuje pogrešno javno dobro uz visoke troškove, podrazumeva neefikasnost i neefektivnost. U ovom radu delu rada fokus je na efikasnosti, koja proizlazi iz komparacije javne potrošnje po zemljama. Ukoliko koristi

od javne potrošnje prevazilaze troškove u većoj magnitudi u prvoj nego u drugoj zemlji, javna potrošnja u prvoj zemlji je efikasnija (Afonso, Schuknecht, Tanzi 2006).

Analiza efikasnosti javne potrošnje se može definisati na mikro i makro nivou. Makro nivo podrazumeva analizu efikasnosti ukupne javne potrošnje ili njenih sastavnih delova, sa ciljem da se pokaže koje koristi ostvaruje jedna zemlja u odnosu na drugu ukoliko određeni deo svoj BDP troši na konkretnu politiku javne potrošnje. Mikro analiza podrazumeva određivanje efikasnosti konkretnog programa, na primer, potrošnje za radnu snagu u bolnicama, ili u borbi protiv određene bolesti. Prve analize efikasnosti na makro nivou sprovedli su Tanzi i Schuknecht (2000) sa ciljem da se utvrdi veza između rasta javne potrošnje i nivoa blagostanja u društvu za 18 industrijalizovanih zemalja. Dakle, cilj je da se sa određenim nivoom potrošnje ostvari što veće blagostanje, kao mera efikasnosti.

Pri analizi efikasnosti, *na strani ponude*, važno pitanje se odnosi na marginalne troškove koji nastaju uvećanjem ukupnih prihoda za jednu jedinicu, pogotovo u zemljama u razvoju. Ukoliko poreski sistem podrazumeva visoke transakcione troškove i druge distorzije, jedinica prihoda će biti veća od jedinice rashoda jer će podrazumevati gubitak blagostanja države za iznos marginalnog troška. *Na strani tražnje*, vrlo važno pitanje se odnosi na ciljeve koje javna potrošnja treba da ispuni. Država može biti efikasna u nekoj javnoj potrošnji, ali može obezbeđivanje previše jednog javnog dobra, a premalo nekog drugog javnog dobra, što je svakako redistribucioni i politički problem. Najveći broj radova se upravo bavi tehničkim merenjem efikasnosti pojedinačnih politika, dok je definisanje ciljeva često samo teorijsko pitanje. S tim u vezi, u radu će se raspravljati o tehničkoj efikasnosti, u smislu da li su primenjene politike efikasne pri ispunjenju postavljenih ciljeva.

Efikasnost javne potrošnje može biti analizirana na *agregatnom nivou*, ali analiza *specifičnih politika* javne potrošnje može pružiti preciznije rezultate, na primer, potrošnja usmerena ka obrazovanju, zdravstvu, penzijama, socijalnom osiguranju. Dekompozicija javne potrošnje je esenijalna jer osnovna razlika između država sa jakim, naspram slabe uloge, leži u izdacima za socijalno osiguranje. Dodatno, pri dekomponovanoj analizi, od interesa je razmatrati potencijalne interesne grupe za svaku javnu potrošnju, jer naizgled efikasna javna potrošnja, usmerena ka interesnim grupama, vodi neefikasnosti. Na primer, navedeno se može dešavati u zdravstvu usled

preusmeravanja potrošnje sa preventivnog lečenja na bolničko, ili sa izdataka u ruralnim u odnosu na urbana područja. Takođe, analiza strukture izdataka može pokazati izvore neefikasnosti, na primer, visina plata u javnom sektoru.

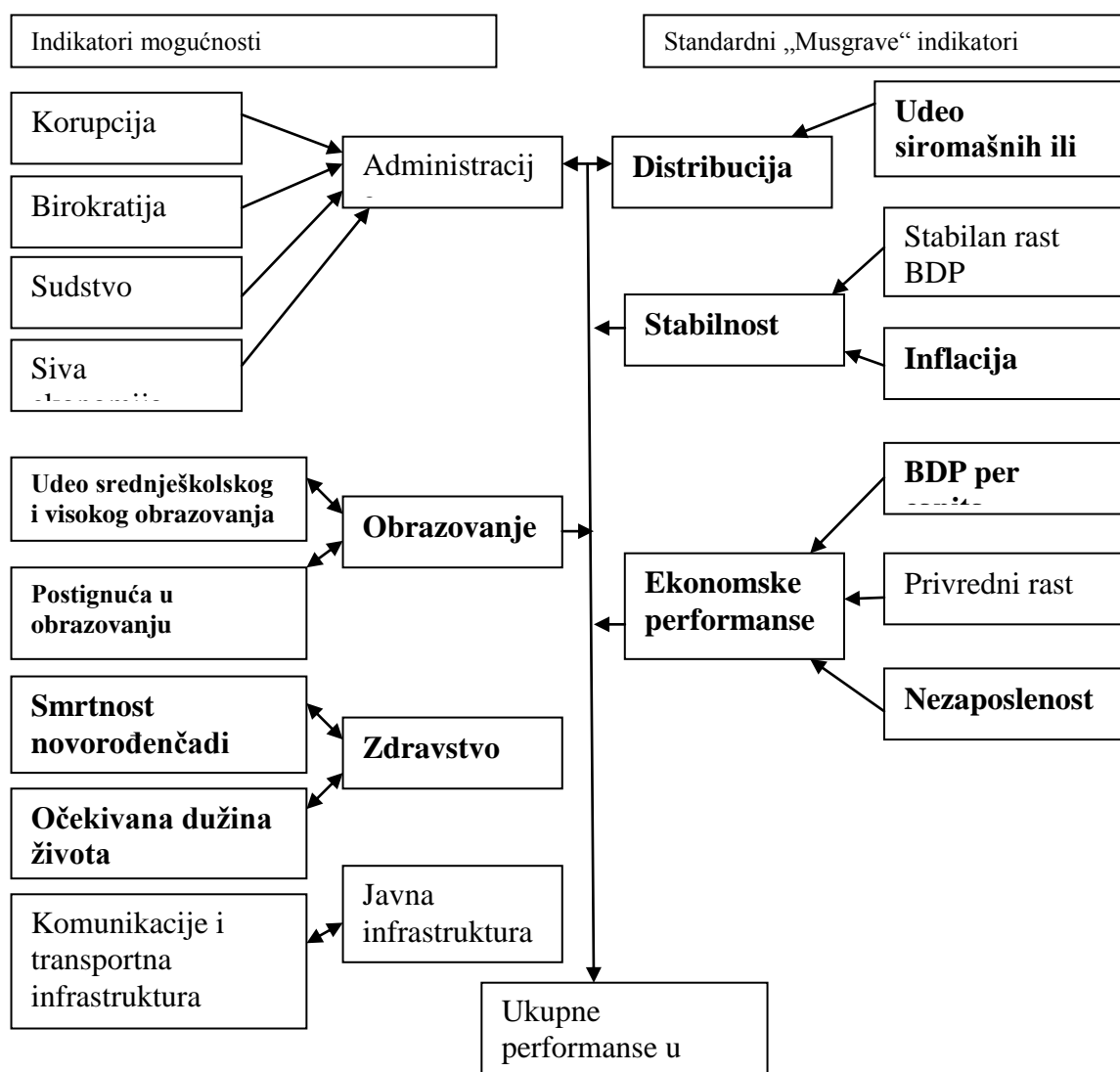
*Ciljevi* svake politike javne potrošnje mogu biti različiti, na primer, cilj može biti visoka stopa obuhvata u obrazovanju, što može voditi neefikasnoj upotrebi resursa. Stoga, analiza efikasnosti mora biti usmerena ka cilju kojem se daje najveći značaj, odnosno zavisna varijabla mora biti ciljna funkcija analizirane javne potrošnje. U slučaju obrazovanja, u literaturi se najčešće kao osnovna ciljna funkcija koristi udeo stanovništva sa završenim srednjim ili visokim obrazovanjem u ukupnoj populaciji, u slučaju zdravstva, koristi se smrtnost novorođenčadi ili očekivani životni vek (kao mere tehnološkog napretka u zdravstvu), a u modelu socijalnog osiguranja Džini koeficijent (Šema 1).

Pri analizi efikasnosti, od izuzetne važnosti je odvajanje neefikasnosti usled loših odluka Vlada pri usmeravanju javne potrošnje ili neefikasnost koja nastaje usled razlika u social-ekonomskim okvirima. U pitanju su *faktori koji nisu diskrecione prirode*, kao što su demografske varijable: odnos zavisnosti starih, gustina naseljenosti, stepen urbanizacije, kao i institucionalne varijable: korupcija u Vladi, mera kvaliteta usluga pruženih od strane birokrata (Angelopoulos and Philippopoulos 2005; Afonso et al. 2005). Dalje, među ekonomskim varijablama, od interesa je visina BDP per capita i nezaposlenosti kao izraz ekonomskih performansi, zatim stopa inflacije kao mera stabilnosti u ekonomiji, kao i Džini koeficijent koji predstavlja meru funkcije distribucije. Navedene (i druge) indikatore koji opredeljuju efikasnost u javnom sektoru, sumirao je Afonso, Schuknecht, Tanzi (2003), definišući indikator performansi u javnom sektoru (Šema 4.1). Ispostavlja se da su performanse, a zatim i efikasnost u javnom sektoru opredeljeni indikatorima mogućnosti i standarnim državnim funkcijama (distributivna, stabilizaciona, alokativna koja obezbeđuje najbolje ekonomske performanse). Stoga su navedeni indikatori predmet analize u radu (sem administracije i javne infrastrukture).

Konačno, u radu je fokus na efikasnosti na makro nivou, ali za specifične politike javne potrošnje, prema najvažnijim ciljevima, uključujući pored diskrecionih i nediskrecione faktore koji opredeljuju efikasnost. Analiza bazirana na članicama EU, pokazuje u kojim sektorima je smanjena efikasnost javne potrošnje, kako bi se

obzbedila mogućnost kreatorima ekonomske politike da se realokacijom resursa, ostvare viši nivoi efikasnosti. Stoga se analiza efikasnosti politika nadovezuje na već analizirano pitanje da li su efikasne politike istovremeno i održive politike javne potrošnje. S obzirom na to da postoji velika razlika u kompoziciji javne potrošnje i regulativnom okviru između razvijenih zemalja i zemalja u razvoju (Bose, Haque, Osborn 2007), od interesa je u analizi koristiti modele sa heterogenim regresionim koeficijentima, kako bi se merio specifičan uticaj politika javne potrošnje na postavljene ciljeve u evropskim zemljama.

Šema 4.1 Ukupne performanse javnog sektora



Izvor: Afonso, Schuknecht, Tanzi (2003).

#### 4.1 Sistem socijalnog osiguranja

Literatura pokazuje da veličina javnog sektora igra važnu ulogu sa stanovišta moguće efikasnosti. Afonso, Schuknecht and Tanzi (2003) su pokazali da su zemlje sa malim javnim sektorom efikasnije, dok je u analizi efikasnosti evropskih i azijskih zemalja u radu Afonso, Schuknecht, i Tanzi (2006) pokazano da je postignuta efikasnost u analiziranim zemljama različita i da je najefikasnija u zemljama koje troše oko 30% GDP. Takođe, studija pokazuje da su dohodak per capita ili BDP per capita, kompetencije u javnom sektoru, obrazovni nivoi i prava svojine faktori koji obezbeđuju prevenciju od neefikasnosti u javnoj potrošnji.

S obzirom na činjenicu da socijalno osiguranje čini najveći deo ukupne javne potrošnje, efikasnost upravo ovog područja politika javne potrošnje je od izuzetne važnosti. Ona se ogleda ne samo u ciljnoj funkciji (u smislu obezbeđenja primanja nakon penzionisanja, u slučaju nezaposlenosti i invalidnosti, kao i obezbeđenja socijalne zaštite), nego i u redistributivnoj ulozi. Naime, navedena ciljna funkcija može postajati i u slučaju privatnog sektora u uslugama osiguranja, sa težnjom ka uspostavljanju Pareto efikanosti, međutim, državna intervencija pored težnje ka Pareto poboljšanjima, igra i važnu redistributivnu ulogu. Stoga se ciljnom funkcijom može smatrati Džini koeficijent, kao mera nejednakosti u društvu.

Džini koeficijent, dakle, može biti determinisan diskrecionim merama, u smislu javne potrošnje za socijalno osiguranje, ali i demografskim i stabilizacionim faktorima. Među demografskim se u modelima mogu koristiti udeo mladih ili starih u ukupnoj populaciji, a kao stabilizacioni faktor je moguće uključiti inflaciju ili stopu nezaposlenosti.

Kako bi se ocenila efikasnost socijalnog osiguranja, analizirana je stacionarnost varijabli, kao i potencijalna zavisnost među uporednim podacima (Apendiks, Tabele 16a i 17a). Rezultati upućuju na nestacionarnost i zavisnost uporednih podataka, usled čega je primenjen metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG), a koji ima sledeći oblik:

$$Gini_{it} = \beta_i + \beta'_{1i}S_{it} + \beta'_{2i}U_{it} + \beta'_{3i}O_{it} + c'_{1i}\overline{Gini}_t + c'_{2i}\bar{S}_t + c'_{3i}\bar{U}_t + c'_{4i}\bar{O}_t + e_{it}.$$

Model sadrži identifikovane faktore koji opredeljuju visinu nejednakosti u društvu (eng. *Gini*), a u pitanju su izdaci za socijalno osiguranje per capita u evrima (eng. *Social insurance – S*), stopa nezaposlenosti kao aproksimacija stabilizacione državne funkcije (eng. *Unemployment – U*) i reprezent demografskih promena udeo starih (preko 65 godina) u ukupnoj populaciji (eng. *Old – O*). Pored identifikovanih faktora, deo specifikacije modela čini heterogeno faktorsko opterećenje, kao posledica neidentifikovanih faktora u modelu. Rezultati modela efikasnosti socijalnog osiguranja su prikazani sledećim tabelama.

**Tabela 4.34** Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za socijalno osiguranje u EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Džini koeficijent ( <i>Gini</i> )	Izdaci za socijalno osig. per capita	Stopa nezap.	Udeo starih u ukupnoj populaciji	Konst.	$c'_{1i}$	$c'_{2i}$	$c'_{3i}$	$c'_{4i}$
Homogeni koeficijenti	-0.035***	0.161*	4.099*	33.653**	0.856**	0.015*	0.002	-1.88
Pesaranov test na rezidualima	Docnje	Bez trenda		Sa trendom				
	0	-8.988***		-5.984***				
	1	-6.058***		-2.475***				

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

U Tabeli 4.34 su prikazani homogeni koeficijenti koji određuju Džini koeficijent. Ispostavlja se da diskrecione mere doprinose redistribucionim promenama: veći izdaci za socijalno osiguranje smanjuju nejednakost u društvu (jedinični prirast u izdacima za socijalno osiguranje, smanjuje nejednakost za -0,035), jer niža vrednost Džini koeficijenta podrazumeva veću jednakost u društvu. Sa druge strane, mera stabilizacione i alokativne funkcije države je stopa nezaposlenosti, koja je signifikantna u modelu, ukazujući da jedinični porast nezaposlenosti povećava nejednakost u društvu. Konačno, porast udela starih u ukupnoj populaciji podrazumeva rast nejednakosti u društvu. Neidentifikovani faktori su uključeni u model kako bi obuhvatili uticaj zavisnosti između uporednih podataka, a stacionalnost reziduala upućuje na ispravnost specifikacije.

**Tabela 4.35** Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za socijalno osiguranje u članicama EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Džini koeficijent (Gini)	Izdaci za socijalno osig. per capita	Stopa nezap.	Udeo starih u ukupnoj populaciji	Konst.
<b>Heterogeni koeficijenti</b>				
Belgija	<b>-0.011</b>	-0.323	-8.136	29.6**
Bugarska	<b>0.080</b>	-0.008	5.2125*	43.56**
Češka	<b>-0.049</b>	0.1509	26.632**	27.86
Danska	<b>-0.0004</b>	0.144***	-0.451*	-91.95
Nemačka	<b>-0.077***</b>	0.0285	10.370**	58.45
Estonija	<b>-0.081***</b>	-0.044***	-4.516	31.82***
Irska	<b>-0.0394</b>	-0.003	-6.159	-15.32
Grčka	<b>-0.099***</b>	0.150***	-6.679***	97.76***
Španija	<b>-0.0032</b>	0.0094	14.473	-53.75
Francuska	<b>0.004</b>	-0.021	-19.358	22.65
Italija	<b>0.026</b>	0.0626**	-17.227	20.84
Kipar	<b>-0.031</b>	0.0122	21.815	-56.98
Letonija	<b>-0.036***</b>	0.001	7.588	-30.584
Litvanija	<b>-0.001</b>	-0.003	8.382***	70.14
Mađarska	<b>-0.038***</b>	-6.329**	-8.354***	15.04
Malta	<b>-0.004</b>	-0.008	-6.419	74.80
Holandija	<b>-0.004</b>	-3.748***	18.067	32.24**
Austrija	<b>-0.021</b>	1.987	-1.569	-33.65
Poljska	<b>-0.009</b>	0.261	-4.99	28.48***
Portugalija	<b>-0.129*</b>	3.856***	-2.766	24.98***
Rumunija	<b>0.0003</b>	-0.326	11.223***	11.94
Slovenija	<b>-0.012*</b>	1.038	3.251	24.30***
Slovačka	<b>0.028</b>	-1.308**	-4.247***	73.73***
Finska	<b>-0.037</b>	-2.423	-4.894	55.51
V. Britanija	<b>-0.0188</b>	-0.059	-0.586	-57.64
Luksemburg	<b>-0.055*</b>	0.589	-6.181***	-68.88***

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Tabela 4.35 pokazuje heterogene koeficijente pri analizi efikasnosti diskrecionih mera u pravcu redistribucije. Radi preglednosti prikaza, predstavljeni su samo rezultati za identifikovane faktore po zemljama. Od posebnog interesa je uticaj javnih izdataka za socijalno osiguranje na Džini koeficijent po zemljama. Veći uticaj na smanjenje nejednakosti pri jediničnoj promeni izdataka za socijalno osiguranje znači efikasniju politiku socijalnog osiguranja u toj zemlji. Signifikanti regresioni koeficijenti uz varijablu izdaci za socijalno osiguranje per capita upućuju na značajni uticaj države u



redistributivnoj funkciji, a visina regresionog koeficijenta na nivo efikasnosti. Najviši signifikantni regersioni parameter je ocenjen u slučaju Portugalije, dakle, jedinični prirast diskrecione potrošnje za socijalno osiguranje utiče na smanjenje Džini koeficijenta za -0,129. Portugaliju sledi Grčka sa koeficijentom -0,099, upućujući da ove meditaranske zemlje, doprinose u većoj meri u odnosu na druge evropske zemlje redistribuciji. Navedeno je indirektno posledica visokog udela starih u ukupnoj populaciji u ovim zemljama, pa je uloga države nezaobilazna. Efikasni socijalni izdaci su ocenjeni i u slučaju Nemačke, Estonije, Letonije, Mađarske, Slovenije, Luksemburga.

## **4.2 Obrazovni sistem**

Ekonomska efikasnost predstavlja odnos između inputa i outputa, pa se stoga u kontekstu obrazovanja efikasnim smatra onaj sistem koji maksimizuje rezultate procesa obrazovanja, prema datim investicijama u sistem obrazovanja. Međutim, postavlja se pitanje adekvatnog merenja investicija u proces obrazovanja, dakle javne potrošnje za obrazovanje, kao i rezultata u obrazovanju.

Efikasnost sistema obrazovanja predstavlja izazov za merenje s obzirom da je teško kvantifikovati koliko je stečeno obrazovanje dobro. Merenje zasnovano na principu da rast državnih rashoda uzrokuje bolje obrazovanje, nailazi na otežavajuće okolnosti na koji način kvantifikovati koliko je obrazovanje bolje. Ono što je jasno i što je niz studija utvrdilo jeste da viši nivoi obrazovanja znače više nivoe zarada, manji rizik od nezaposlenosti i bavljenje prestižnijim zanimanjima (Card 1999). Stoga je u mikro analizi moguće analizirati da li rast državnih izdataka za obrazovanja uslovljava bolje rezultate na testovima ili da li više obrazovanje obavezno znači više zarade, kao i koji rashodi dovode do najboljih rezultata. Takođe, često se primenjuju analize koje mere kvalitet obrazovanja prema broju đaka u odnosu na broj učitelja po školama, ili potrošnju škole po đaku. U makroekonomskoj analizi koja podrazumeva uzorak od više zemalja, moguće je pratiti broj učenika koji su završili različite nivoe obrazovanja po godinama (osnovno, srednje, visoko) i upoređivati sa rashodima za obrazovanje u tim godinama. Odnosno meriti da li rast inputa (rashoda za obrazovanje) ima granični efekat

na rezultate obrazovanja (mereno procentom stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem).

Većina studija na temu obrazovanja se fokusira na pitanje kvantiteta obrazovanja, u smislu broja studenata koji su završili fakultete i efekte na ostavenje ličnih i društvenih koristi. Međutim, određen broj studija se bavi i pitanjem kvaliteta obrazovanja, s obzirom na to da razvijene zemlje prebacuju cilj politike obrazovanja sa obuhvatnosti, u smislu što većeg udela obrazovane populacije, na količinu znanja koje se stiče u toku godine obrazovanja. Prepreka se ogleda u problemu definisanja kvaliteta obrazovanja, pa posledično i na efikasnost državnog ulaganja u obrazovni sistem. Većina autora, ipak kvalitet obrazovanja definiše putem kognitivnih sposobnosti. Hanushek i Kimko (2000) su pokazali da je kvalitet, a ne kvantitet u obrazovanju nosioc razlika između stopa privrednog rasta zemalja, a kvalitet obrazovanja su definisali na osnovu rezultata međunarodnih testova iz oblasti nauke i matematike.

Takođe, obrazovanje se može smatrati efikasnim kada ima pozitivne efekte na redistribuciju, od bogatijih ka siromašnima, međutim, empirijski je pokazano da redistribicioni efekti mogu biti i obrnuti u slučaju visokog obrazovanja, kada je moguća i redistribucija ka bogatima. Konačno, efikasnost obrazovanja može biti merena i kroz uticaj rasta obrazovanja na privredni rast (Krueger i Lindalh 1998) na mikro i makro nivou. Naime, kako obrazovanje ne proizvodi samo individualne razlike u znanju, već stvara nova znanja i tehnologije, privredni rast je posledica rasta obrazovanja pojedinaca koji su nosioci tehnološkog napretka.

U ovom radu, efikasnost se meri uticajem državnih investicija u obrazovanje per capita (eng. *Education* – *E*), na udeo visoko obrazovanih u populaciji (eng. *Tertial education* - *TE*). Javni potrošnja za obrazovanje podrazumeva direktne diskrecione rashode koji su neophodni kako bi funkcionisale državne škole i univerziteti, zatim dažke stipendije i krediti. U modelu je BDP per capita kao pokazatelj životnog standarda u analiziranim ekonomijama, kao i demografska varijabla, udeo starih u ukupnoj populaciji (eng. *Old* - *O*). Model je ocenjen metodom grupnih sredina sa združenim grupnim sredinama usled nestacionarnosti varijabli i detektovane zavisnosti u podacima preseka (Apendiks, Tabela 16a i 17a). Ocenjeni model glasi:

$$TE_{it} = \beta_i + \beta'_{1i}E_{it} + \beta'_{2i}BDP_{it} + \beta'_{3i}O_{it} + c'_{1i}\overline{TE}_t + c'_{2i}\overline{E}_t + c'_{3i}\overline{BDP}_t + c'_{4i}\overline{O}_t + e_{it}.$$

Rezultati modela sa homogenim i heterogenim koeficijentima su dati sledećim tabelama. Tabela 4.36 ukazuje da za prosek članica EU, državne investicije u obrazovanje utiču pozitivno na procenat visoko obrazovanih, pri čemu jedinična promena u izdacima dovodi do promene u zavisnoj varijabli za 0,3114. Pored izdataka za obrazovanje, udeo visoko obrazovanih je pozitivno određen sa BDP, dok rast udela starih u populacije utiče negativno na udeo visoko obrazovanih u populaciji.

**Tabela 4.36** Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Udeo visoko obrazovanih	Izdaci za obraz. per capita	BDP	Udeo starih u ukupnoj populaciji	Konst.	$c'_{1i}$	$c'_{2i}$	$c'_{3i}$	$c'_{4i}$
Homogeni koeficijenti	0.3114***	0.4066*	-35.83***	800.88***	1.23***	-0.24	0.17	-40.46***
Pesaran test reziduala	Docnja	Bez trenda			Sa trendom			
	0	-3.079***			-1.54*			
	1	-1.508**			0.550			

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Heterogeni regresioni koeficijenti uz varijablu obrazovanje per capita predstavljaju meru efikasnosti jer ukazuju intenzitet promene udela visoko obrazovanih u ukupnoj populaciji u slučaju jedinične promene izdataka za obrazovanje. U većini evropskih zemalja su izdaci za obrazovanje signifikantni i sa pozitivnim znakom, pri čemu je najveći koeficijent ocenjen u slučaju Slovenije 1,346, a zatim u Finskoj 1,1929 i Velikoj Britaniji 0,971 (Tabela 4.37). Navedene zemlje su u samom vrhu sa stanovišta udela visoko obrazovanih u populaciji – Slovenija ima najveći udeo visoko obrazovanih među emergentnim zemljama Evrope, čak iznad proseka članica EU (19,1%), dok je udeo visoko obrazovanih u Velikoj Britaniji 23%, a u Finskoj 21%. Ispostavlja se da sistem obrazovanja najefikasniji u navedenim zemljama jer jedinični prirast u investicijama za obrazovanje doprinosi najbržem rastu udela visoko obrazovanih u ukupnoj populaciji. Ekonomije koje ih slede su Portugalija, Estonija, Danska, Češka, Austrija.

**Tabela 4.37** Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u članicama EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Udeo visoko obrazovanih	Izdaci za obrazovanje per capita	BDP	Udeo starih u ukupnoj populaciji	Konstanta
<b>Heterogeni koeficijenti</b>				
Belgija	<b>-0.154</b>	4.471	-57.200	1164.48
Bugarska	<b>-1.949</b>	1.962*	18.418	453.58
Češka	<b>0.495***</b>	-0.1230	-9.153	105.723
Danska	<b>0.435***</b>	0.2319	-107.161*	173.153
Estonija	<b>0.581**</b>	-2.511	-7.296	-5.046
Irska	<b>0.887</b>	0.5045	-40.567	688.960
Grčka	<b>0.180***</b>	-0.126	-0.142	-33.873
Španija	<b>0.303***</b>	-0.751	-11.97***	60.51***
Francuska	<b>0.5767</b>	-0.224	-24.039	44.24
Hrvatska	<b>0.0709</b>	0.690	-25.317	618.22**
Italija	<b>0.332</b>	-0.386	-57.288	154.2
Kipar	<b>0.222</b>	5.938	-44.337**	361.611
Letonija	<b>0.296***</b>	-0.811	-27.881	253.02
Litvanija	<b>0.384</b>	0.467	-5.134	160.826
Holandija	<b>-0.398</b>	-0.228	62.286	-985.95
Austrija	<b>0.429***</b>	0.102**	-90.54***	1390.11***
Poljska	<b>-0.0011</b>	0.2287	31.887	-587.65**
Portugalija	<b>0.771***</b>	0.049	-84.158	867.63
Rumunija	<b>2.2133</b>	-0.189	-28.257	661.97
Slovenija	<b>1.346***</b>	0.0979	-55.098***	631.94***
Slovačka	<b>0.0729</b>	0.426	31.610	-570.158
Finska	<b>1.1929***</b>	0.212**	-59.570***	725.77***
Švedska	<b>0.078***</b>	-0.100	-63.55***	1728***
Velika Britanija	<b>0.971***</b>	-0.010	-93.695***	2210.62***
Luksemburg	<b>0.2335***</b>	0.671**	-40.012	1322.574

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

### 4.3 Zdravstveni sistem

Izdaci za zdravstvo beleže rapidni progres u poslednje dve dekade, što dovodi u fokus pitanje efikasnosti potrošnje za zdravstvo, kao i do koje mere javna potrošnja za zdravstvo ugrožava održivost javne potrošnje.

Osnovne determinante izdataka za zdravstveno osiguranje su starosna struktura populacije, koja određuje odnose zavisnosti u populaciji. Može se meriti kao udeo mladih (ispod 15 godina) u ukupnoj populaciji, ili kao udeo starih u ukupnoj populaciji (preko 65 godina). U slučaju odnosa zavisnosti starih, očekivani predznak u regresijama je pozitivan, jer podrazumeva da starenjem stanovništva rasta njihove potrebe za

zdravstvenim uslugama. Tehnološki progres je takođe važan generator izdataka u zdravstvu i može se meriti vremensim protokom (trendom), smrću novorođenčadi, ili količinom medicinske opreme. Način na koji je zdravstvo finansirano, dovodi u prvi plan značajnost političkog procesa i institucija. Naime, u slučaju kada je pretežno finansirano od strane države, uticaj političkog procesa postaje sve važniji. Dok je u slučaju privatnog finansiranja zdravstvenih usluga, neophodno obuhvatiti izdatke za privatna zdravstvena osiguranja i troškove za pribavljanje lekova. S tim u vezi, uticaj privatnog finansiranja zdravstva je nekada pozitivno, a nekada negativno. Dodatno, Mello-Sampayo i Sousa-Vale (2014) su pokazale da u slučaju kada je zdravstvo finansirano od strane države, relativno je manji uticaj dohotka per capita (ili BDP per capita) na potrošnju u zdravstvu, u odnosu na druge ne-dohodne determinante. U slučaju privatnog finansiranja, uticaj dohotka je nesrazmerno veći.

Skorašnji radovi iz oblasti zdravstva upućuju na problem stacionarnosti varijable potrošnje za zdravstvo (kao i drugi objašnjavajućih, npr, dohodak per capita ili BDP per capita), u okviru modela panela. Međutim, literatura je u poslednje vreme, takođe, identifikovala problem zavisnosti u uporednim podacima u varijablama zdravstva, koji dovodi do neefikasnosti pri korišćenju standardnih metoda, u ocenjivanju fiksne ilistohastičke specifikacije. Rešenje može biti uvođenje vremenskih efekata kako bi se kontrolisala tekuća korelacija, međutim, navedeno znači da šokovi imaju identični uticaj na sve jedinice posmatranja, što može biti ograničavajuća pretpostavka u empirijskim podacima. Reč je o šokovima kao što su, napredak u tehnologiji zdravstva, nove bolesti, političke promene, promene u preferencijama i korisnika zdravstvenih usluga. Stoga, noviji radovi uvode analizu heterogenih panela sa zavisnošću između jedinica posmatranja, pri analizi dugoročnih ekonomskih veza (Baltagi i Moscone 2010; Moscone i Tosetti 2010; Sampayo i Sousa-Vale 2014).

Metodološki problem se odnose na nestacionarnost varijabli, koje zbog toga treba transformisati ili koristiti kointegracionu analizu. Homogeni paneli mogu biti problematični jer podrazumevaju homogenost ukusa, preferencija i produkcionih mogućnosti, dok se oni realno mogu menjati nesimultano u različitim zemljama, pa se i heterogenost u javnoj potrošnji za zdravstvom proširuje. S obzirom na to da je hipoteza o homogenosti izuzetno restriktivna i nerealistična, rešenje se može naći u korišćenju heterogenih panela.

Literatura o efikasnosti zdravstva na makroekonomskom nivou, najčešće polazi od analize elastičnosti izdataka za zdravstvo u odnosu na dohodak per capita, ukazujući da li je zdravstvo luksuzno ili primarno dobro. Elastičnost manju od jedan koja ide u prilog državnoj intervenciji u zdravstvu su izračunali u zemljama evrope za poslednje dve dekade Van Elk, Mot, i Franses (2009), Baltagi i Moscone (2010).

U ovom radu je analiza efikasnosti u zdravstvu sprovedena definisanjem ciljne funkcije: smanjenje smrtnosti novorođenčadi (eng. *Mortality – M*). Uticaj javnih izdataka za zdravstvo je mereno u evrima per capita (eng. *Health – H*). Na taj način je moguće identifikovati samo diskrecione mere koje Vlade preduzimaju u sferi zdravstvo. Usled nelinearne veze između zavisne varijable i izdataka za zdravstvo per capita, potonja varijabla je transformisana u formi logaritma (Slika A1 je prikazana u Apendiksu). Uključena je zatim varijabla BDP per capita kojom se meri dostignut standard ekonomije i proverava opravdanost javnih izdataka. Konačno, u modelu je uključena demografska varijabla (eng. *Old – O*), koja prikazuje udeo starih (preko 65 godina u ukupnoj populaciji), jer starosna struktura stanovništva, takođe može uticati na zavisnu varijablu.

Analiza stacionarnosti varijabli ukazuje da ih karakteriše jedinični koren, kao i zavisnost uporednih podataka (Tabela 16a i 17a u Apendiksu). Stoga se primenjuje metod grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima (CCEMG). Ocenjeni model ima sledeći oblik:

$$M_{it} = \beta_i + \beta'_{1i}lH_{it} + \beta'_{2i}BDP_{it} + \beta'_{3i}O_{it} + c'_{1i}\bar{M}_t + c'_{2i}\bar{H}_t + c'_{3i}\bar{BDP}_t + c'_{4i}\bar{O}_t + e_{it}.$$

Dakle, model obezbeđuje homogene, ali i heterogene regresione koeficijente za ključnu varijablu izdataka za zdravstvo per capita, a koriguje zavisnost uporednih podataka uvođenjem neidentifikovanih zajedničkih faktora. Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti u zdravstvu (Tabela 4.38) upućuju da diskrecione mere Vlade na polju zdravstva deluje signifikantno na ciljnu funkciju, varijablu smrtnost novoređenčadi, smanjujući je. Signifikantnost varijable BDP per capita, ukazuje da zemlje sa višim standardom u imaju manju smrtnost novoređenčadi, za razliku od onih sa nižim standardom. Nevedeno indirektno i opravdava ulogu države na polju zdravstvenog osiguranja, pogotovo u zemljama sa nižim životnim standardom. Demografska struktura stanovništva, u smislu porasta udela starih u ukupnoj populaciji,

ukazuje na smanjenje zavisne varijable: u zemljama u kojima je udeo starih u ukupnoj populaciji viši, smrtnost novorođenčadi je manja. Model ukuljučuje i proseke uporednih podataka zavisne i nezavisnih varijabli, kako bi se obuhvatili neidentifikovani zajednički faktori, a posredno i zavisnost između uporednih podataka, dok Pesaranov test upućuje na ispravnost specifikacije, s obzirom na stacionarnost reziduala.

**Tabela 4.38** Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Smrtnost novorođenčadi	Izdaci za zdravstvo per capita	BDP per capita	Udeo starih u ukupnoj pop.	Konst.	$c'_{1i}$	$c'_{2i}$	$c'_{3i}$	$c'_{4i}$
Homogeni koeficijenti	-1.025**	-0.003***	-0.183*	11.101**	0.652***	-0.211	0.0015***	0.088
Pesaran CD test reziduala	Docnja	Bez trenda			Sa trendom			
	0	-12.43***			-9.425***			
	1	-9.181***			-5.789***			

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Navedeno upućuje na zaključak da izdaci deluju na ciljnu funkciju, ali efikasnost pojedinih zemalja mora biti analizirana putem heterogenih koeficijenata. U Tabeli 4.39 prikazani su rezultati identifikovanih faktora koji utiču na ciljnu funkciju, od kojih su od posevnog interesa izdaci za obrazovanje. Rezultati upućuju da u nekim zemljama, izdaci za zdravstvo per capita ne determinišu veličinu smrtnosti novorođenčadi, dok u drugim zemljama postoji različit signifikantan uticaj. Isti porast izdataka za jednu jedinicu dovodi do različitog smanjenja broja smrtnosti novorođenčadi: najviše u Rumuniji (-3,281), zatim u Italiji (-2,354), Mađarskoj (-2,081), Luksemburgu (-1,675), Letoniji (-1,532), Poljskoj (-1,280), Bugarskoj (-1,032), Velikoj Britaniji (-0,687). Navedeni regresioni koeficijenti predstavljaju meru efikasnosti javne potrošnje za zdravstvo, premda se iz njih ne mogu izvesti jednoznačni zaključci o zemljama koje su najefikasnije u ispunjenju postavljenih ciljeva. Međutim, uočava se da su ocenjeni koeficijenti najviši u zemljama u kojima je smrtnost novorođenčadi najviše – među zemljama starim članicama, Luksemburg i Velika Britanija ne postižu postavljeni cilj, manje od 10 novorođenčadi u 100.000 (Tabela 2.2), dok je prosečna smrtnost novorođenčadi u Rumuniji i Letoniji izuzetno visoka (27 i 20 respektivno), a u Bugarskoj i Mađarskoj 13. Ispostavlja se da dodatna jedinica potrošnje najviše doprinosi

uspostavljaju cilja u onim zemljama koje imaju relativno visoku smrtnost novorođenčadi. Dakle, u zemljama u kojima u manjoj meri postižu postavljeni ciljevi, poželjna je dodatna potrošnja jer je ona efikasnija u smislu većeg smanjenja smrtnosti, nego u zemljama koje se ne suočavaju sa ovim problemom u velikoj meri.

**Tabela 4.39** Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014

Zavisna varijabla: Smrtnost novorođenčadi	Izdaci za zdravstvo per capita	BDP per capita	Udeo starih u ukupnoj populaciji	Konstanta
<b>Heterogeni koeficijenti</b>				
Belgija	<b>0.198</b>	-0.0089	-0.611***	2.340
Bugarska	<b>-1.032***</b>	-0.019	-0.327	27.56***
Češka	<b>-0.489</b>	-0.004***	0.535	15.093
Danska	<b>-0.089</b>	-0.008	-0.0464	2.504
Nemačka	<b>-0.639</b>	0.0049	0.1308**	19.695**
Estonija	<b>-1.735</b>	-0.001	-1.416***	20.471
Irska	<b>-0.064</b>	-0.002	0.014	19.79**
Grčka	<b>0.335</b>	-0.003*	0.055	6.719
Španija	<b>-0.401</b>	-0.007	-0.374***	3.029
Francuska	<b>-0.253</b>	-0.007	-0.180***	2.433
Hrvatska	<b>-0.020</b>	0.0001	-0.0624	6.385
Italija	<b>-2.354***</b>	-0.012***	-0.258***	6.833
Kipar	<b>0.743</b>	-0.0057	-0.012	26.346**
Letonija	<b>-1.532**</b>	-0.002*	0.0006	41.512
Litvanija	<b>-0.174</b>	-0.0006**	-1.111***	23.214***
Mađarska	<b>-2.081***</b>	-0.003***	-0.660	18.41***
Holandija	<b>0.015</b>	0.0001	-0.068	3.0001
Austrija	<b>0.381</b>	-0.0006	-0.352***	4.494
Poljska	<b>-1.280***</b>	0.0004	-1.338***	11.145
Portugalija	<b>0.0230</b>	-0.0006	-0.599***	21.055*
Rumunija	<b>-3.281**</b>	-0.0005	0.883	10.24
Slovenija	<b>0.168</b>	-0.0006	-0.892***	11.705
Slovačka	<b>0.423</b>	-0.0006	0.065	6.311
Finska	<b>0.338</b>	-0.0001	-0.077	5.434
V. Britanija	<b>-0.687***</b>	-0.0006	-0.150	15.502***
Luksemburg	<b>-1.675***</b>	0.0001	0.0479	-0.779

Napomena: \*, \*\* i \*\*\* - signifikantno na nivou značajnosti od 10%, 5% i 1%, respektivno.

**Izvor:** autorski proračun.

Efikasnost sistema obrazovanja i zdravstva koji podrazumeva obezbeđenje što višeg nivoa znanja i kvaliteta života što većeg broja stanovništva radi rasta nacionalnih ekonomija, često se konfrontira sa socijalnim ciljevima koji upućuju na jednakost i pruža mogućnosti za ugrožene. Ispostavlja se da su u kontekstu efikasnost često



ekonomski i socijalni ciljevi teško zajednički ostvarljivi, pa se dolazi do uobičajene dileme u ekonomiji javnog sektora: pravičnost ili efikasnost.

## Zaključak

Uspešnost državnih intervencija se meri dualno: efikasnošću i održivošću politika javne potrošnje. Stoga je osnovna orijentacija u radu ocenjivanje fiskalne održivosti, uticaja javne potrošnje na fiskalni deficit i efikasnost politika javne potrošnje u 28 ekonomija Evropske Unije u periodu 1995-2014. godine, dok su ciljevi podeljeni u teorijske, metodске i primenjene.

Sistematična analiza *teorijskih* koncepata i iskustava ekonomija EU, doprinela je definisanju argumenata za državnu intervenciju na području politika socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja, kao i razjašnjenju koncepata efikasnosti i održivosti javne potrošnje. Efikasnost je moguće postići tržišnim mehanizmima uz vrlo rigorozne pretpostavke koje su u realnosti neispunjene. Stoga je neophodna kompatibilnost u aktivnostima tržišta i države, kako bi se obezbedila Pareto-poboljšanja i kretalo u pravcu Pareto-efikasnosti. Koliki je stepen učešća države naspram učešća tržišnih mehanizama zavisi od svake pojedinačne situacije, ali bi shodno neuspesima tržišnih mehanizama, predloženi nivoi državnih intervencija morali biti veći u odnosu na minimalne nivoe u smislu regulacije predložene teorijom ne-tržišnih neuspeha. Prema ovoj teoriji, neefikasnost državnih intervencija leži u organizacionim razlikama u odnosu na privatni sektor, sa fokusom na internim efektima (često privatnim ciljevima), averzijom prema riziku, a zaštićenošću mekim budžetskim ograničenjem.

Država obezbeđuje javna dobra čak i kada su cene niže od graničnih troškova usled opadajućih prosečnih troškova, pa je pitanje održivosti politika javne potrošnje od ključne važnosti. Ekonometrijski okvir za empirijsku analizu održivosti u ovoj disertaciji predstavlja primena kointegracione i multikointegracione analize panela, kojima se proverava postojanje dubljih nivoa kointegracije, prvog i drugog kointegracionog sloja, analizirajući vezu varijabli toka javne potrošnje i javnih prihoda, sa varijablom stoka, javnim dugom. Ideja je da se varijable toka i stoka ne mogu kretati daleko jedna od druge, odnosno da, ukoliko multikointegracija postoji, svaka promena u visini javnog duga utiče na prilagođavanje javnih prihoda i(ili) javne potrošnje novim nivoima javnog duga.

Analiza formalnih sličnosti javne potrošnje između zemalja EU otkriva suštinske razlike u rezultatima sprovedenih politika. Pri analizi heterogenosti ekonomija, pošlo se

od podele zemalja na stare članice i emergentne ekonomije EU. Sa stanovišta performansi, podela zemalja je korektna, jer su postignuća svake od politika javne potrošnje u starim članicama EU veća u odnosu na emergentne ekonomije EU, ili u odnosu na zemlje Zapadnog Balkana. Međutim, sa stanovišta vođenja politika, navedene grupe nisu homogene. Naime, značajne razlike postoje unutar grupa, pa su sa stanovišta vođenja pojedinačnih politika javne potrošnje nekih zemalja emergentne Evrope i starih članica EU sličnije nego grupe unutar sebe.

*Metodski* cilj, u smislu pronalaženja adekvatnog načina obuhvata specifičnih kvantitativnih i kvalitativnih uticaja na javnu potrošnju, određen je analiziranim uzorkom. Naime, poslednje dve dekade predstavljaju period jačanja fiskalnog i institucionalnog okvira Evropske Unije. Zajedničke politike koje se u tom periodu sprovode dovode do sve intenzivnijih veza između ekonomija, što u ekonometrijskom smislu podrazumeva postojanje problema zavisnosti slučajnih grešaka po jedinicama posmatranja u modelima panela, dok permanentna heterogenost između ekonomija vodi ka neophodnosti primene specifičnih metoda vezanih za nestacionarne heterogene panele. Stoga se u analizi primenjuju metode grupnih sredina sa zajedničkim koreliranim faktorima, a njihove performanse se porede sa rezultatima ocenjivanja modela sa homogenim koeficijentima korigovanih u pravcu obuhvata uslovne heterogenosti u vezi sa specifičnim uticajima grupa zemalja.

Konačno, *primenjeni* cilj se odnosi na proveru fiskalne održivosti, uticaja pojedinačnih politika javne potrošnje na fiskalni deficit i efikasnosti politika javne potrošnje primenom Pesaranovog testa jediničnih korena, Pesaranovog CD-testa zavisnosti uporednih podataka, Granger i Dumitrsku-Hurlin testova uzročnosti, Pedroni i Westerlund testa kointegracije, metoda (združenih) grupnih sredina, AMG, CCEMG metoda. Provera fiskalne održivosti dovodi do zaključka da je *nexus* javna potrošnja-javni prihodi pozicioniran tako da se u većini zemalja sprovodi politika „troši pa oporezuje“, upućujući na nepotpunu kontrolu javne potrošnje. Sa stanovišta kointegracione analize postoji slaba održivost u ekonomijama EU ( $b=0,5929$ ), dok sa stanovišta multikointegracione analize postoje dublji nivoi veza između varijabli toka i stoka, odnosno, dolazi do prilagođavanja javne potrošnje ravnotežnom nivou koji se formira sa javnim dugom ( $\delta=-0,364$ , dakle, 36,4% odstupanja od ravnotežnog nivoa se koriguje u jednoj godini), ne dopuštajući udaljavanje fiskalnih varijabli za prosek EU.

Rezultati upućuju na mogućnost grupisanja zemalja u pet kategorija prema rezultatima modela toka i modela stoka-toka. U većini slučajeva se multikointegracija javlja u zemljama u kojima je fiskalna politika ocenjena kao održiva ili slabo održiva (Belgija, Danska, Francuska, Italija, Kipar, Poljska, Portugalija, Slovenija), ukazujući na postojanje dubljih veza varijabli toka sa javnim dugom. Međutim, u nekim zemljama fiskalna politika je održiva iako ne postoji signifikantno prilagođavanje javne potrošnje javnom dugu, odnosno za uspostavljanje dugoročne veze javni dug nije krucijalan (Nemačka, Estonija, Češka, Slovačka, Finska, Švedska, Austrija i Luksemburg). Zatim, u trećoj grupi zemalja, nije ocenjena značajna kointegraciona veza, iako prilagođavanje javne potrošnje akumuliranom javnom dugu postoji, što se može smatrati indikatorom koji ne isključuje mogućnost finansiranja preko Ponzi-jeve šeme (Velika Britanija, Holandija, Letonija, Španija, Irska, Malta, Rumunija). U četvrtoj grupi zemalja, odnosno, Bugarskoj, Litvaniji i Mađarskoj nije signifikantno ni postojanje kointegracije, niti multikointegracije, upućujući na neodrživu fiskalnu politiku, *ad hoc* javnu potrošnju. Konačno, u poslednjoj grupi, tačnije u Grčkoj i Hrvatskoj, ne funkcioniše ni model toka, niti model stok-tok, pri čemu je, šta više, prilagođavanje javne potrošnje javnom dugu kontraindikovano. Razlog za navedenu protivrečnost se u slučaju Hrvatske može tumačiti činjenicom da je Hrvatska postala član EU tek pred sam kraj analiziranog perioda, što znači da se na nju institucionalni okvir EU nije odnosio u većem delu analiziranog perioda. Sa druge strane, odbacivanje hipoteze o održivosti u slučaju Grčke je opravdano s obzirom na to da su reakcije fiskalnih vlasti na kretanja fiskalnih varijabli bile usmerene u suprotnom smeru u odnosu na očekivano prilagođavanje (dakle, kontraindikovano prilagođavanje,  $\delta=1,154$ ), što je skorašnja kriza u javnim finansijama Grčke i potvrdila.

Dodatno, rezultati dobijeni proverom robusnosti, za period 1990-2014. godine, upućuju na konzistentnost rezultata za većinu zemalja i slabu održivost ( $b=0,4074$ ), premda, za mali broj zemalja produženje uzoračkog perioda obuhvata i razdoblje sa različitim fiskalnim reakcijama u odnosu na period od 1995. godine (konkretno, u skandinavskim zemljama je usled krize početkom 1990-tih godina ocenjeno kontraindikovano prilagođavanje dugoročnoj ravnotežnoj vezi, sa koeficijentom prilagođavanja 1,097, 0,533 i 1,7026 u Danskoj, Finskoj i Švedskoj, respektivno).

Konačno, rezultati upućuju da postoji izuzetna heterogenost u načinima za obezbeđenje fiskalne održivosti u zemljama EU, koje se ne mogu diferencirati prema kriterijumu jezgra EU (starih članica EU), naspram perifernih emergentnih zemalja EU, jer su fiskalna prilagođavanja u nekim bivšim tranzicionim zemljama snažnija i sličnija pojedinim zemljama jezgra, u odnosu na poređenja u fiskalnim reakcijama samih zemalja jezgra.

Sa stanovišta uticaja pojedinačnih politika javne potrošnje na fiskalni deficit, izvršena je komparacija standardnih metoda i modela panela sa novim ekonometrijskim metodama ocenjivanja i testiranja hipoteza, zasnovanim na modelima sa zajedničkim korelisanim efektima. Iako su standardne metode prilagođene u pravcu diferenciranja da bi se obuhvatila nestacionarnost, zatim grupisanja da bi se obuhvatila uslovna heterogenost, i uvođenja vremenskih efekata da bi se aproksimirali zajednički šokovi koji dovode do zavisnosti uporednih podataka, uočeni su i dalje ozbiljni problemi vezani za grešku specifikacije. Interakcijama politika javne potrošnje sa grupom zemalja koje su okarakterisane kao fiskalno neodržive sa stanovišta oba kriterijuma, kointegracije i multikointegracije, uočilo se da značajna razlika u grupi zemalja u odnosu na prosek postoji samo kod izdataka za zdravstvo koji produbljuju fiskalni deficit. Međutim, ovi izdaci se ne mogu smatrati sistemskim faktorom koji dovodi do fiskalne neodrživosti, već su generatori neidentifikovani šokovi i njihovo heterogeno faktorsko opterećenje. Stoga se preferabilnim smatraju metodi koji adresiraju pitanje zavisnosti uporednih podataka, i obezbeđuju heterogene koeficijente.

Primena metoda proširenih grupnih sredina ukazuje da su, homogeno i heterogeno posmatrano, izdaci za penzije najčešći remetilački faktor fiskalnog deficita. Dijagnostički testovi ukazuju da modeli sa zajedničkim korelisanim efektima uspešno obuhvataju neidentifikovane faktore koji su posledica ekonomskih kriza i šokova, te institucionalnog okvira koji snažno utiče na sve zemlje u uzorku, ali je njihovo faktorsko opterećenje heterogeno. U zemljama u kojima je faktorsko opterećenje nesignifikantno, ni jedna od politika javne potrošnje ne remeti fiskalni deficit, niti je fiskalno prilagođavanje slično drugim zemljama EU. Ispostavlja se da je reč o zemljama koje, iako su članice EU, ne slede snažan institucionalni okvir, odnosno ne postoji jaka povezanost sa drugim zemljama EU - u slučaju Irske i Grčke usled fiskalne nediscipline i nepridržavanja definisanog okvira fiskalne politike, a kod novih članica EU usled

skorašnjeg pristupanja (definisani uzorak obuhvata period u kom su te zemlje bile u procesu pristupanja, a ne članice).

Analiza efikasnosti diskrecionih mera na području socijalnog osiguranja, zdravstva i obrazovanja je sprovedena primenom metoda grupnih sredina sa zajedničkim korelisanim efektima, pri čemu je meren uticaj jedinične promene u izdacima na ciljnu funkciju. U slučaju socijalnog osiguranja, kao ciljna funkcija je korišćen Džini koeficijent, jer se njime istovremeno ocenjuje redistributivna funkcija države. Ispostavlja se da je redistribucija posebno važna u mediteranskim zemljama, u kojima je udeo starijih u ukupnoj populaciji veći nego u drugim zemljama EU. Cilj politike obrazovanja je rast udela visoko obrazovanih u ukupnoj populaciji, koji je određen izdacima za obrazovanje per capita. Međutim, najefikasniji sistem obrazovanja je ocenjen u Velikoj Britaniji i Finskoj, a među emergentnim ekonomijama Evrope u Sloveniji. U analizi efikasnosti u zdravstvu, cilj je smanjenje smrtnosti novorođenčadi, a jedinični porast u izdacima za zdravstvo doprinosi najviše postavljenom cilju u zemljama u kojima postoji smrtnost novorođenčadi iznad proseka EU. Dakle, u zemljama u kojima se u manjoj meri postižu postavljeni ciljevi, poželjna je dodatna potrošnja jer je ona efikasnija u smislu većeg smanjenja smrtnosti, nego u zemljama koje se ne suočavaju sa ovim problemom.

Velika heterogenost u metodama i rezultatima uspostavljanja fiskalne održivosti među zemljama EU i efikasnosti u postizanju ciljeva, pokazuje da postojeći institucionalni okvir EU u posmatranom periodu ne obezbeđuje očekivanu konvergenciju. Kako se ne mogu jasno definisati grupe zemalja koje vode slične politike javne potrošnje i obezbeđuju slične performanse, rezultati upućuju na studije slučaja u izboru najbolje prakse za svaku konkretnu situaciju, pogotovo u slučaju preporuka kreatorima ekonomske politike u zemljama Zapadnog Balkana koje su u procesu pridruživanja. Ispostavlja se da pristupanje Evropskoj Uniji ne dovodi automatski do poboljšanja u vođenju fiskalne politike, premda su pozitivna iskustva zabeležena u Poljskoj, Sloveniji, Češkoj, Slovačkoj, Estoniji, Kipru.

Iako su primenjeni različiti konceptualni okviri, od analize jediničnih korena, kointegracije, multikointegracije, modela sa zajedničkim korelisanim efektima, većina rezultata i dalje upućuje na postojanje slabe održivosti i efikasnosti fiskalne politike u zemljama EU. Preciznije, prema rezultatima testiranja hipoteza postavljenih na početku

empirijskog dela rada, donose se zaključci da u pojedinim zemljama Evrope: postoji slaba fiskalna održivost; postoje dublji nivoi povezanosti; politike javne potrošnje produbljuju deficit; politike javne potrošnje su efikasne pri uspostavljanju definisanih ciljeva.

Kako smo mišljenja da se na fiskalnu održivost ne može gledati kao na *perpetuum mobile* i da ju je u praksi teško uspostaviti, doprinos održivosti obezbeđuje efikasnost države u ispunjenju postavljenih ciljeva javne potrošnje, ali i kroz intervencije u pravcu ispunjenja stabilizacione, alokativne i redistributivne funkcije.

## Literatura

- Afonso, Antonio, Ludger Schuknecht, and Vito Tanzi.** 2003. "Public Sector Efficiency: An International Comparison." European Central Bank Working Paper 242.
- Afonso Antonio, W. Ebert, Ludger Schuknecht, and M. Thöne.** 2005. "Quality of public finances and growth." European Central Bank Working Paper 438.
- Afonso, Antonio, Ludger Schuknecht, and Vito Tanzi.** 2005. "Public Sector Efficiency, an international Comparison". *Public Choice*, 123(3): 321-347.
- Afonso, Antonio, Ludger Schuknecht, and Vito Tanzi.** 2006. "Public Sector Efficiency: Evidence for New EU Member states and Emerging Markets". ECB Working Papers 581.
- Afonso, Antonio.** 2004. "Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case." *FinanzArchive*, 61: 19-44.
- Afonso, Antonio, and Christophe Rault.** 2007. "What Do We Really Know about Fiscal Sustainability in the EU? A Panel Data Diagnostic." European Central Bank Working Paper 820.
- Afonso, Antonio, and Joao Tovar Jalles.** 2012. "Revisiting Fiscal Sustainability: Panel Cointegration and Structural Breaks in OECD Countries." European Central Bank Working Paper 1465.
- Afonso, António, and Christophe Rault.** 2015. "Multi-Step Analysis of Public Finances Sustainability." *Economic Modelling*, 48(C): 199-209.
- Afonso, Antonio, and Joao Tovar Jalles.** 2015. "Fiscal Sustainability: A Panel Assessment for Advanced Economies." University of Lisbon Working Paper WP/05/2015/DE/UECE.
- Aghion, Philippe, Mathias Dewatripont, Caroline Hoxby, Andreu Mas-Colell, and Andre Sapir.** 2007. "Why Reform Europe's Universities?" Bruegel Policy Brief 07(04).
- Agnello, Luca, and Ricardno M. Sousa.** 2009. "The Determinants of Public Deficit Volatility." ECB Working Paper 1042.
- Alesina, A., and Perotti.** 1995. "The Political Economy of Budget Deficits." *IMF Staff Paper*, 42: 1-31.



- Angelopoulos, Konstantinos, and Apostolis Philippopoulos.** 2005. "The Role of Government in Anti-Social Redistributive Activities." CESifo Working Paper Series 1427.
- Arrow, Kenneth J.** 1969. "The Organization of Economic Activity: Issues Pertinent to the Choice of Market versus Non-market Allocations." In *Analysis and Evaluation of Public Expenditures: The PPP System*, 1-16. Washington.
- Arsić, Miloško, Aleksandra Nojković, Saša Randelović, and Slaven Mićković.** *Strukturni deficit i dinamika javnog duga Srbije*. Ekonomski fakultet u Beogradu.
- Arsić, Miloško, Aleksandra Nojković, and Saša Randelović.** 2013. "Would Economic Recovery Imply Fiscal Stabilization in Serbia?" *Journal of Business Economics and Management*, 3-4: 222-237.
- Bai, J. and S. Ng.** 2002. "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models." *Econometrica*, 70: 191-221.
- Bai, J., and Ng.** 2004. "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration." *Econometrica*, 72: 191-221.
- Bai, J.** 2009. "Panel Data Models with Interactive Fixed Effects." *Econometrica*, 77: 1229-1279.
- Bailey, Natalia, George Kapetanios, Hashem M. Pesaran.** 2012. "Exponent of Cross-sectional Dependence: Estimation and Inference." IZA Discussion Papers 6318, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Balassone, Fabrizio, and Daniele Franco.** 2000. "Assessing Fiscal Sustainability: A Review of Methods with a View of EMU." Banca d'Italia.
- Baltagi, Badi H.** 1981a. "Pooling : An Experimental Study of alternative Testing and Estimation Procedures in a Two-Way Error Component Model." *Journal of Econometrics*, 17(1): 29-49.
- Baltagi, Badi H.** 1981b. "Simultaneous Equations with Error Components." *Journal of Econometrics*, 17: 189-200.
- Baltagi, Badi H., and Chihwa Kao.** 2000. "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey." Center for Policy Research Working Papers 16.
- Baltagi, Badi H.** 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley and Sons.

- Baltagi, Badi H.** 2006. "Random Effects And Spatial Autocorrelation With Equal Weights." *Econometric Theory*, 22(05): 973-984.
- Baltagi, Badi H., G. Bresson, and A. Pirotte.** 2007. "Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence." *Journal of Applied Econometrics*, 22(2): 339-360.
- Baltagi, Badi H., and Francesco Moscone.** 2010. "Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data." Center for Policy Research Working Paper 120.
- Barbieri, Laura.** 2009. "Panel Unit Root Tests Under Cross-Sectional Dependence: An Overview." *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications*, 1(2): 117-158.
- Banerjee, Anindya.** 1999. "Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(0): 607-29.
- Banerjee, Anindya, and Josep Lluís Carrion-i-Silvestre.** 2006. "Cointegration in Panel Data with Breaks and Cross-Section Dependence." *Economics Working Papers ECO2006/5*.
- Banerjee, Anindya, and Josep Lluís Carrion-i-Silvestre.** 2014. "Testing for Panel Cointegration using Common Correlated Effects Estimators." *Discussion Papers University of Birmingham 15-02*.
- Barro, R.** 1979. "On the Determination of Public Debt." *Journal of Political Economy*, 87: 240-271.
- Barro, R.** 2013. "Education and Economic Growth." *Annals of Economics and Finance*, 14-2(A):277-304.
- Bator, Francis M.** 1958. "The Anatomy of Market Failure." *Quarterly Journal of Economics*, 72(3):351-379.
- Bilbow, Jorg.** 2001. "The Economic Consequences of German Unification: The Impact of Misguided Macroeconomic Policies." *Public Policy Brief 67A*.
- Berenguer-Rico, Vanessa, and Josep Lluís Carrion-i-Silvestre.** 2006. "Testing for Multicointegration in Panel Data with Common Factors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(s1): 721-739.
- Berenguer-Rico, Vanessa, and Josep Lluís Carrion-i-Silvestre.** 2007. "Multicointegration, Polynomial Cointegration and I(2) Cointegration with

Structural Breaks. An Application to the Sustainability of the US External Deficit.” IREA Working Papers 200709.

- Berenguer Rico, Vanessa, and Josep Lluís Carrion-i-Silvestre.** 2011. “Regime Shifts in Stock–Flow I(2)–I(1) Systems: The Case of US Fiscal Sustainability.” *Journal of Applied Econometrics*, 26(2): 298-321.
- Bergman, Michael.** 2001. “Testing Government Solvency and the No Ponzi Game Condition.” *Applied Economic Letters*, 8(1): 27-29.
- Blanchard, Olivier, Jean-Claud Chouraqui, Robert H. Hagemann, and Nicola Sartor.** 1990. “The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an old Question.” OECD Economic Studies 15.
- Blejer, I. M., and A. Cheasty.** 1991. “The Measurement of Fiscal Deficits: Analytical and Methodological Issues”. *Journal of Economic Literature*, XXIX: 1644-1678.
- Blackburne, Edward F., and Mark W. Frank.** 2007. “Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels.” *The Stata Journal*, 7(2): 197-208.
- Bohn, Henning.** 1991. “The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation.” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(3): 580-604.
- Bohn, Henning.** 1995. “The Sustainability of Budget Deficit in a Stochastic Economy.” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(1): 257-272.
- Bohn, Henning.** 1998. “The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficit.” *Quarterly Journal of Economics*, 113: 949-963.
- Bohn, Henning.** 2005. “The Sustainability of Fiscal Policy in the United States.” CESifo Discussion Paper 1446.
- Bohn, Henning.** 2007. “Are Stationary and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?” *Journal of Monetary Economics*, 54: 1837-1847.
- Bordo, Michael, and Harold James.** 2013. “The European Crisis in Context of the History of Previous Financial Crisis.” Eurosystem, 1-33.
- Bose, Niloy, Emranul M. Haque, and Denise R. Osborn.** 2007. “Public Expenditure and Economic Growth: A Disaggregated Analysis for Developing Countries.” *Manchester School*, 75(5): 533-556.

- Bravo, Ana Bela Santos, and Antonio Luis Silvestre.** 2002. "Intertemporal Sustainability of Fiscal Policies: Some Tests for European Countries." *European Journal of Political Economy*, 18(2002): 517-528.
- Bronchi, C.** 2003. "The Effectiveness of Public Expenditure in Portugal". *ECO/Working Papers*, 2003(3): 1-46.
- Burger, P.** 2003. *Sustainable Fiscal Policy and Economic Stability. Theory and Practice*. MA, USA: Edward Elgar Publishing.
- Burnside, C.** 2003. "Theoretical Prerequisites for Fiscal Sustainability Analysis". Available at:  
[http://siteresources.worldbank.org/INTDEBTDEPT/Resources/468980-1207588563500/4864698-1207588597197/fsbook\\_ch2.pdf](http://siteresources.worldbank.org/INTDEBTDEPT/Resources/468980-1207588563500/4864698-1207588597197/fsbook_ch2.pdf)
- Camarero, Mariam, Josep Lluís Carrion-i-Silvestre, and Cecilio Tamarit.** 2013. "The Relationship between Debt Level and Fiscal Sustainability in OECD Countries." IREA Working Paper 2013/07.
- Campo-Robledo, Jacobo, Luis Melo-Velandia.** 2015. "Sustainability of Latin American Fiscal Deficits: A Panel Data Approach." *Empirical Economics*, 49(3): 889-907.
- Caporale, G.** 1995. "Bubble Finance and Debt Sustainability: A Test of the Governments Intertemporal Budget Constraint." *Applied Economics*, 27(12): 1135-1143.
- Card, David.** 1999. "The Casual Effect of Education on Earnings." In *Handbook of Labour Economics*, ed. O. Ashenfelter, and D. Card, 1802-1859. Elsevier.
- Carlsen, F., and F. Pedersen.** 1999. "Rational Partisan Theory: Evidence from Seven OECD Countries." *Economics and Politics*, 11: 13-22.
- Cerami, A., and P. Vanhuyse.** 2009. *Post-Communist Welfare Pathways. Theoryzing Social Policy Transformations in Central and Eastern Europe*. Macmillan Publishers Limited, England.
- Chalk, Nigel, and Richard Hemming.** 2000. "Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice." International Monetary Fund Working Paper WP/00/81.
- Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís.** 2005. "Health Care Expenditure and GDP: Are They Broken Stationary?" *Journal of Health Economics*, 24(5): 839-854.

- Chawla, M.** 2007. "Health Care Spending in the New Member States". The World Bank, Washington, D. C.
- Choi, I.** 2001. "Unit root tests for panel data." *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272.
- Chow, Sheung Chi.** 2013. "The Sustainability of Fiscal Policy: A Group-Mean Panel Estimator Approach." MPRA Paper 57825.
- Chudik, A., M. H. Pesaran, and E. Tosetti.** 2011. "Weak and Strong Cross Section Dependence and Estimation of Large Panels." *The Econometrics Journal*, 14: C45-C90.
- Chudik, A., M. H. Pesaran.** 2013. *Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey*. Mimeo.
- Coakley, Fuertes, and Smith.** 2002. "A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels." Birkbeck College Discussion Paper 01/2002.
- Coakley, Fuertes, and Smith.** 2006. "Unobserved Heterogeneity in Panel Time Series Models." *Computational Statistics and Data Analysis*, 50(9): 2361-2380.
- Damjanovic, Tatiana.** 2003. "The Possibility of a Pareto-Improving Pension Reform: More Arguments." <http://web.warwick.ac.uk/res2003/papers/Damjanovic.pdf>.
- Dee, Thomas.** 2003. "Is there Civil Returns to Education?" NBER Working Paper Series.
- De Hoyos, Rafael E., and Vasilis Sarafidis.** 2006. "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Dtaa Models." *The Stata Journal*, 6(4): 482-496.
- De Melo-Sampayo, Felipa, and Sofia de Sousa-Vale.** 2014. "Financing Health Care Expenditure in the OECD Countries: Evidence from a Heterogeneous, Cross-Sectional Dependent Panel." *Panaeconomicus*, 60(2): 207-225.
- Domar, Evsey D.** 1944. "The 'Burden of the Debt' and the National Income." *American Economic Review*, 34(4): 798-827.
- Dumitrescu, Elena-Ivona, and Christophe Hurlin.** 2012. "Testing for Granger Non-Causality in Heterogenous Panles." *Economic Modelling*, 29(4): 1450-1460.
- Easterly, William, and Klaus Schmidt-Hebbel.** 1993. "Fiscal Deficits and Macroeconomic Performance in Developing Countries." *The World Bank Research Observer*, 8(2): 211-237.

- Eberhardt, Markus, i Francis Teal.** 2009. "A Common Factor Approach to Spatial Heterogeneity in Agricultural Productivity Analysis." MPRA Paper 15810.
- Eberhardt, Markus, and Stephen Bond.** 2009. "Cross-Sectional Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator." MPRA Paper 17692.
- Eberhardt, Markus, and Francis Teal.** 2010. "Productivity Analysis in Global Manufacturing Production." University of Oxford Economics Series Working Paper 515.
- Eberhardt, Markus, Christian Helmers, and Hubert Strauss.** 2013. "Do Spillovers Matter when Estimating Private Returns to R&D?" *Review of Economics and Statistics*, 95(2):436-448.
- Eberhardt, Markus.** 2011. "Panel Time-Series Modeling: New Tools for Analyzing xt Data." United Kingdom Stata Users' Group Meetings 22.
- Engsted, Tom, Jesus Gonzalo, and Niels Haldrup.** 1997. "Testing for Multicointegration." *Economic Letters*, 56: 259-266.
- Engsted, Tom, and Soren Johansen.** 1997. "Granger's Representation Theorem and Multicointegration." EUI Working Paper 97/15.
- Engsted, Tom, and Niels Haldrup.** 1999. "Multicointegration in Stock-Flow Models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(2): 237-254.
- Ehrhart, Cristophe, and Matthieu Llorca.** 2008. "The Sustainability of Fiscal Policy: Evidence from a Panel of Six South-Mediterranean Countries." *Applied Economic Letters*, 15(10):797-803.
- Escario, Regina, Maria Dolores Gadea, and Marcela Sabate.** 2009. "Government Solvency or just Pseudo-Sustainability? A Long-Run Multicointegration Approach for Spain." University de Zaragoza Documento de Trabajo 2009-07.
- Escolano, Julio.** 2010. "A Practiacal Guide to Public Debt Dynamic, Fiscal Sustainability, and Cyclical Adjustment of Budgetary Aggregates." International Monetary Fund Technical Notes and Manuals 10/02.
- Esping-Andersen, G.** 1990. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- European Central Bank.** 2014. *Annual Report 2014*. Frankfurt: European Central Bank.

- Feldstein, Martin, and Andrew Samwick.** 2000. „Allocating Payroll Tax Revenue to Personal Retirement Accounts to Maintain Social Security Benefits and the Payroll Tax Rate." NBER Working Papers 7767.
- Fenger, H. J. M.** 2007. “Welfare Regimes in Central and Eastern Europe: Incorporating Post-Communist Countries in a Welfare Regime Typology”. *Contemporary Issues and Ideas in Social Sciences*, 1-30.
- Ferrera, M.** 1996. „The „Southern“ Model of Welfare in Social Europe“. *Journal of European Social Policy*, 6(1):17-37.
- Freedman, Donald G.** 2003. “Is Health Care Necessity or Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-Level Data.” *Applied Economics*, 35(5): 495-502.
- Gemmell, Norman, Richard Kneller, and Ismael Sanz.** 2011. “The Timing and Persistence of Fiscal Policy Impacts on Growth: Evidence from OECD Countries.” *Economic Journal*, 121: F33-F58.
- Gengenbach, Christian, Urbain Jean-Pierre, and Westerlund Joakim.** 2008. “Panel Error Correction Testing with Global Stochastic Trends.“ Research Memorandum 051, Maastricht University.
- Greenwald, Bruce, and Joseph E. Stiglitz.** 1986. “Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets.” *Quarterly Journal of Economics*, 101(2): 229-264.
- Granger, Clive J., T. H. Lee.** 1989. “Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models.“ *Journal of Applied Econometrics*, 4(S): 145-159,
- Greiner, A., and Semmler, W.** 1999. “An Inquiry into the Sustainability of German Fiscal Policy: Some Time Series Tests.” *Public Finance Review*, 27(2): 194-220.
- Greco, Luciano.** 2006. “The Optimal Design of Funded Pensions: Unbulding Financing and Investment.” University of Bocconi Econpubblica Working Paper.
- Gutierrez, Luciano.** 2003. “On the Power of Panel Cointegration Tests: A Monte Carlo Comparison.“ *Economics Letters*, 80(1): 105-111,
- Hadri, K.** 2000. “Testing for stationarity in heterogeneous panel data“. *Econometrics Journal*, 3: 148–161.

- Hanushek, Eric A., and Dennis D. Kimko.** 2000. "Schooling, Labour-Force Quality and Growth of Nations." *American Economic Review*, 90(5): 1184-1208.
- Hayek, Friedrich von.** 1948. *Individualism and Economic Order*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hakkio, Craig S., and Mark Rush.** 1991. "Is the Budget Deficit 'Too Large'?" *Economic Inquiry*, 29: 429-445.
- Hamilton, James D., and Marjorie A. Flavin.** 1986. "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing." *American Economic Review*, 76(4): 809-819.
- Hanushek, E. A., and J. A. Luque.** 2003. "Efficiency and Equity in Schools around the World". *Economics of Education Review*, 22: 481-502.
- Henisz, W. J.** 2004. "Political Institutions and Volatility." *Economic and Politics*, 16: 1-27.
- Hoover, Kevin D., and Steven M. Sheffrin. 1992. "Causation, Spending, and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State?" *American Economic Review*, 82(1): 225-48.
- Hsiao, C.** 2003. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Im, K. S., Hashem M. Pesaran, Y. Shin.** 2003. "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Josifidis, Kosta, John Hall, Novica Supić, and Olgica Ivančev.** 2011. "European Welfare Regimes: Political Orientations versus Poverty." *Panoeconomicus*, 58(5): 651-674.
- Josifidis, Kosta, Radmila Dragutinović Mitrović, and Olgica Ivančev.** 2012. "Heterogeneity of Growth in the West Balkans and Emerging Europe: A Dynamic Panel Data Model Approach." *Panoeconomicus*, 59(2): 157-183.
- Jovičić, Milena, i Radmila Dragutinović Mitrović.** 2011. *Ekonometrijski metodi i modeli*. Beograd: Centar za izdavačku delatnost, Ekonomski fakultet.
- Jonung, Lars.** 2011. "Lessons from the Nordic Financial Crisis." Paper presented at the AEA meeting in Denver.
- Kapetanios, George, Hashem M. Pesaran, and Takashi Yamagata.** 2011. "Panels with Non-Stationary Multifactor Error Structures." *Journal of Econometrics*, 160(2): 326-348.



- Kao, C.** 1999. "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data." *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.
- Kennedy, Peter.** 2003. *A Guide to Econometrics*. MIT Press.
- Koczan, Zsoka.** 2015. "Fiscal Deficit and Public Debt in Western Balkans: 15 Years of Economic Transition." IMF Working Paper 172.
- Krejdl, A.** 2006. "Fiscal Sustainability - Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability". *Czech National Bank*, 1-36.
- Krueger, Alan B., and Mikael Lindalh.** 1998. "Education for Growth: Why and for Whom?" *Journal of Economic Literature*, 39: 1101-1136.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y.** 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54: 91-115.
- Laquien, Lame G.** 2012. "Interpretation and Limits of Sustainability Tests in Public Finance." Banque de France.
- Leachman, Lory, and B. Francis.** 2000. "Multicointegration Analysis of the Sustainability of Foreign Debt." *Journal of Macroeconomics*, 22(2): 207-227.
- Leachman, Lory, A. Bester, G. Rosas, and P. Lange.** 2005. "Multicointegration and Sustainability of Fiscal Practices." *Economic Inquiry*, 43(2): 454-466.
- Lendvai, N.** 2009. "Variety of Post-communist Welfare: Europeanisation and Emerging Welfare Regimes in the New EU Member States". RC-19, Montreal.
- Levin, A. and Lin, C.F.** 1993. "Unit Root Test in Panel Data: New Results." University of California at San Diego Discussion Paper 93-56.
- Levin, A., Lin, C.F., and Chu., C.S.J.** 2002. "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Ley, E.** 2010. "Fiscal (and External) Sustainability". World Bank Economic Policy and Debt Department: 1-16.
- Lucas, Robert.** 1988. "On the Mechanisms of Economic Development." *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- Matyas, L., and P. Sevestre.** 1996. *The Econometrics of Panel Data: Handbook of Theory and Application*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- McCoskey, S., and C. Kao.** 1998. "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data." *Econometric Reviews*, 17: 57-84.

- McKoen, Roland N.** 1965. "The Unseen Hand in Government," *American Economic Review*, 55(3): 496-506.
- Moon, H. R. and B. Perron.** "Testing for a Unit Root in Panel with Dynamic Factors." *Journal of Econometrics*, 122: 81-126.
- Morreti, Enrico.** 2004. "Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data." *Journal of Econometrics*, 121:175-212.
- Moscone, Francesco, and Elisa Tosetti.** 2010. "Health Expenditure and Income in the United States." *Health Economics*, 19(12): 1385-1402.
- Moulton, B. R. and W.C. Randolph.** 1989. "Alternative Tests of Error Components Model." *Econometrica*, 57: 685-693.
- Neaime, Simon.** 2015. "Sustainability of Budget Deficits and Public Debts in Selected European Union Countries." *The Journal of Economic Asymmetries*, 12(2015): 1-21.
- Neal, Timothy.** 2015. "Unbiased Estimation of Heterogeneous Coefficients in Panel Data Models with Common Factors and Feedback Effects." <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Timothy-Neal2.pdf>.
- Ng, S, and P. Perron.** 2000. "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power." *Econometrica*, 69: 1519–1554.
- OECD.** 2013. "Pensions at Glance 2013: OECD and G20 Indicators." OECD.
- Olumuyiwa Adedeji, and John Thornton.** 2010. "Fiscal Sustainability in a Panel of Asian Countries." *Applied Economics Letters*, 17(7): 711-715
- Orbach, Barak.** 2013. "What Is Government Failure?" *Yale Journal on Regulation* Online 44.
- Palić, Mirjana.** 2010. "Modeliranje realnog deviznog kursa i tražnje za kreditima u zemljama centralne, istočne i južne Evrope primenom kointegracije panela." Doktorska disertacija, Ekonomski fakultet u Beogradu.
- Papadopoulos, A., and M. Sidiropoulos.** 1999. "The Sustainability of Fiscal Policies in the European Union." *International Advances in Economic Research*, 5(3): 289-307.

- Pedroni, Peter.** 1999. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(0): 653-670.
- Pedroni, Peter.** 2000. "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels." Department of Economics William College Working Papers 2000-03.
- Pedroni, Peter.** 2001. "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels." *Review of Economics and Statistics*, 83: 727-731.
- 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.
- Peltzman, Sam.** 1973. "The Effects of Government Subsidies-in-Kind on Private Expenditures: The Case of Higher Education." *Journal of Political Economy*, 81(1): 1-27.
- Persson, T.** 2001. "Do Political Institution Shape Economic Policy?" NBER Working Paper 8214.
- Persyn, Damiaan, and Joakim Westerlund.** 2008. "Error-Correction-Based Cointegration Tests for Panel Data." *Stata Journal*, 8(2): 232-241.
- Pesaran, Hashem M.** 2004. "General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels." 22(2): 265-231.
- Pesaran, Hashem M.** 2006. "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure." *Econometrica*, 74(4): 967-1012.
- Pesaran, Hashem M., and Elisa Tosetti.** 2011. "Large panels with common factors and spatial correlation." *Journal of Econometrics*, 161(2): 182-202
- Pesaran, Hashem M., and Ron P. Smith.** 1995. "Estimating Long-Run Relations from Dynamic Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*, 68: 79-113.
- Pesaran, Hashem M., Yongcheol Shin, and Ron P. Smith.** 1999. "The Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels." *Journal of American Statistical Association*, 94(446): 621-634.
- Pesaran, Hashem M., A. Ullah, and T. Yamagata.** 2008. "A Bias-Adjusted LM Test Of Error Cross Section Independence." *Econometrics Journal*, 11: 105-127

- Phillips, Peter C. B. and Hyungsik R. Moon.** 2001. "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of some Recent Developments."  
<http://cowles.yale.edu/sites/default/files/files/pub/d12/d1221.pdf>.
- Rosen, Harvey, and Ted Gayer.** *Javne finansije*. Ekonomski fakultet u Beogradu, prevod.
- Scharph, Fritz W.** 2002. "The European Social Model: Coping with the Challenges and Diversity." Max Planck Institute for the Study of Societies Working Paper 02/8.
- Sinn, W. H.** 1997. "The Value of Children and Immigrants in a Pay-as-you-go Pension System." CEFifo Working Paper 141.
- Simoës Marta C. N.** 2011. "Education Composition and Growth: A Pooled Mean Group Analysis of OECD Countries." *Panoeconomicus*, 58(4): 455-471.
- Stiglitz, Joseph.** 1994. *Wither Socialism*. MIT Press.
- Stiglitz, Joseph E.** 2009. "Government Failure vs. Market Failure: Principles of Regulation." In *Government and Markets: Toward a New Theory of Regulation*, ed. Edward J. Balleisen and David A. Moss, 13-51. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tan, Kang Yong.** 2006. "A Pooled Mean Group Analysis on Aid and Growth." CSAE WPS/2006-14.
- Tanzi, Vito, and Ludger Schuknecht.** 2000. *Public Spending in the 20<sup>th</sup> Century: A Global Perspective*. Cambridge University Press.
- Trehan, Bharat, and Carl E. Walsh.** 1991. "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Budget and Current Accounting Deficits." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32(2): 206-223.
- Tronzano, Marco.** 2014. "Multicointegration and Fiscal Sustainability in India: Evidence from Standard and Regime Shifts Models." *Economia Internazionale*, 67: 263-291.
- Tujula, Mika, and Guido Wolswijk.** 2004. "What Determines Fiscal Balances? An Empirical Investigation in Determinants of Changes in OECD Budget Balances." European Central Bank Working Paper Series 0422.
- Quah, D.** 1994. "Exploiting Cross-Section Variations for Unit Root Inference in Dynamic Data." *Economics Letters*, 44: 9-19.

- Quintos, Carmela E.** 1995. "Sustainability of Deficit Process with Structural Shifts." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(4): 409-417.
- Van Elk, Roel, Esther Mot, and Hans Franses.** 2009. "Modelling Health Care Expenditure: Overview of the Literature and Evidence from panel time series models." CPB Discussion Paper 121.
- Vanhorebeek, F., and P. van Rompuy.** 1995. "Solvency and Sustainability of Fiscal Policies in the EU." *De Economics*, 143(4): 457-473.
- Westerlund, Joakim.** 2007. "Testing the Error Correction in Panel Data." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.
- Westerlund, Joakim, and Silika Prohl.** 2007. "Panel Cointegration Tests of the Sustainability Hypothesis in Rich OECD Countries." *Applied Economics*, 42(10-12): 1355-1364.
- Wilcox, David W.** 1989. "Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21: 291-306.
- Wolf, Charles Jr.** 1979. "A Theory of 'Non-Market Failure': Framework for Implementation Analysis." *Journal of Law and Economics*, 22(1): 107-139.
- Woo, J.** 2003. "Economic, Political and Institutional Determinants of Public Deficits." *Journal of Public Economics*, 87: 387-426.
- Wooldridge, Jeffrey M.** 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- World Bank.** 1994. *Averting Old Age Crisis: Policies to Protect Old and Promote Growth*. Oxford: Oxford University Press.
- World Bank.** 2010. *The Crisis Hits Home, Stress-Testing Households in Europe and Central Asia*. Washington, D.C.
- Wrede, Mathias.** 1998. "Pareto Efficiency of the Pay-as-you-go Pension System in a Three Period-OLG Model." [https://www.uni-bamberg.de/fileadmin/uni/fakultaeten/sowi\\_lehrstuehle/vwl\\_finanzwissenschaft/Forschung/BERG/pberg27.pdf](https://www.uni-bamberg.de/fileadmin/uni/fakultaeten/sowi_lehrstuehle/vwl_finanzwissenschaft/Forschung/BERG/pberg27.pdf)
- Wyplasz, C.** 2012. "Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experiences". NBER Working Paper 17884.

**Zeckerman, Stephen, and Joshua McFeeters.** 2006. "Recent Growth in Health Expenditure." The Commonwealth Fund.

## Apendiks

**Tabela 1a** Lista varijabli

<b>VARIJABLE</b>	<b>DESKRIPCIJA</b>	<b>MERA</b>	<b>IZVOR</b>
<i>Javni dug</i>	Konsolidovani ukupni javni dug; Udeo u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Fiskalni deficit</i>	Suficit/deficit; Udeo fiskalne ravnoteže u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Javna potrošnja</i>	Udeo ukupne javne potrošnje u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Javni prihodi</i>	Udeo ukupnih javnih prihoda u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Indeks potrošačkih cena</i>	Prosečni godišnji indeks	U procentima	Eurostat
<i>Izborna godina</i>	Godina parlamentarnih izbora	1 – za godinu u kojoj su se održali parlamentarni izbori, 0 – za ostale godine	Comparative Political Data Set 1960-2008
<i>Izdaci za servisiranje javnog duga</i>	Godišnja plaćanja po osnovu kamatne stope na javni dug; izraženo kao udeo u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Nezaposlenost</i>	Stopa nezaposlenosti; Godišnji prosek	U procentima	Eurostat
<i>Obrazovanje</i>	Ukupni javni izdaci za obrazovanje; Udeo u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Penzije</i>	Ukupni javni izdaci za penzije; Udeo u BDP	U procentima	Eurostat
<i>Populacija</i>	Ukupan broj stanovništva	Apsolutno	Eurostat
<i>Rast</i>	Stopa rasta BDP <i>per capita</i>	Procentualna promena	Eurostat
<i>Zdravstvo</i>	Ukupni javni izdaci za zdravstvo; Udeo u BDP	U procentima	Eurostat
<i>H(health)</i>	Ukupni izdaci za obrazovanje per capita u evrima	Apsolutno	Eurostat
<i>E(education)</i>	Ukupni izdaci za obrazovanje per capita u evrima	Apsolutno	Eurostat
<i>S(social insurance)</i>	Ukupni izdaci za socijalno osiguranje per capita u evrima	Apsolutno	Eurostat
<i>Gini</i>	Džini koeficijent	U procentima	World Development Indicators
<i>O (old)</i>	Udeo starijih od 65 godina u ukupnoj populaciji	U procentima	World Development Indicators
<i>M (mortality)</i>	Smrtnost novorođenčadi	Apsolutno u 100.000 živo rođenih beba	World Development Indicators
<i>T (tertiary education)</i>	Udeo visoko obrazovanih u ukupnoj populaciji	U procentima	World Development Indicators

**Izvor:** autorski proračun.

## Deskriptivne statistike

### *Fiskalni deficit*

**Tabela 2a** Deskriptivne statistike za fiskalni deficit po podacima uporednih preseka (zemljama) za period 1995-2014 (20 opservacija za svaku zemlju)

<b>Zemlje</b>	<b>Prosečna vrednost</b>	<b>Medijana</b>	<b>Maksimum</b>	<b>Minimum</b>	<b>Standardna devijacija</b>
Belgija	-2.07	-2.05	0.20	-5.50	1.87
Bugarska	-1.14	-0.45	1.80	-9.90	3.09
Češka	-3.96	-3.45	-0.70	-12.40	2.52
Danska	0.29	-0.05	5.00	-3.70	2.83
Nemačka	-2.24	-2.60	1.00	-9.30	2.41
Estonija	0.34	0.30	2.90	-3.50	1.71
Irska	-3.43	0.00	4.90	-32.50	8.56
Grčka	-2.98	-1.62	4.65	-15.30	6.58
Španija	-3.73	-3.40	2.20	-11.00	4.24
Francuska	-3.65	-3.55	-1.30	-7.20	1.60
Hrvatska	-3.90	-4.10	-0.38	-7.50	1.95
Italija	-3.52	-3.25	-1.30	-7.30	1.49
Kipar	-3.45	-3.90	3.30	-8.80	2.71
Letonija	-2.14	-1.40	1.40	-9.00	2.57
Litvanija	-3.47	-2.90	-0.30	-11.70	3.19
Mađarska	-5.45	-5.10	-2.30	-9.40	2.21
Malta	-4.71	-3.90	-2.10	-9.30	2.28
Holandija	-2.04	-1.75	1.90	-8.60	2.49
Austrija	-2.74	-2.45	-0.60	-6.10	1.50
Poljska	-4.37	-4.20	-1.90	-7.60	1.44
Portugalija	-5.18	-4.60	-3.00	-11.20	2.16
Rumunija	-3.49	-3.05	-1.20	-8.90	2.01
Slovenija	-3.88	-2.80	-0.10	-14.60	3.24
Slovačka	-5.17	-4.15	-1.90	-12.10	2.85
Finska	0.78	1.65	6.90	-5.90	3.56
Švetska	-0.18	-0.05	3.30	-7.00	2.38
UK	-4.06	-3.55	1.20	-10.80	3.35
Luksemburg	1.91	1.35	6.00	-1.10	2.08
<b>Sve zemlje</b>	<b>-2.77</b>	<b>-2.70</b>	<b>6.90</b>	<b>-32.50</b>	<b>3.64</b>

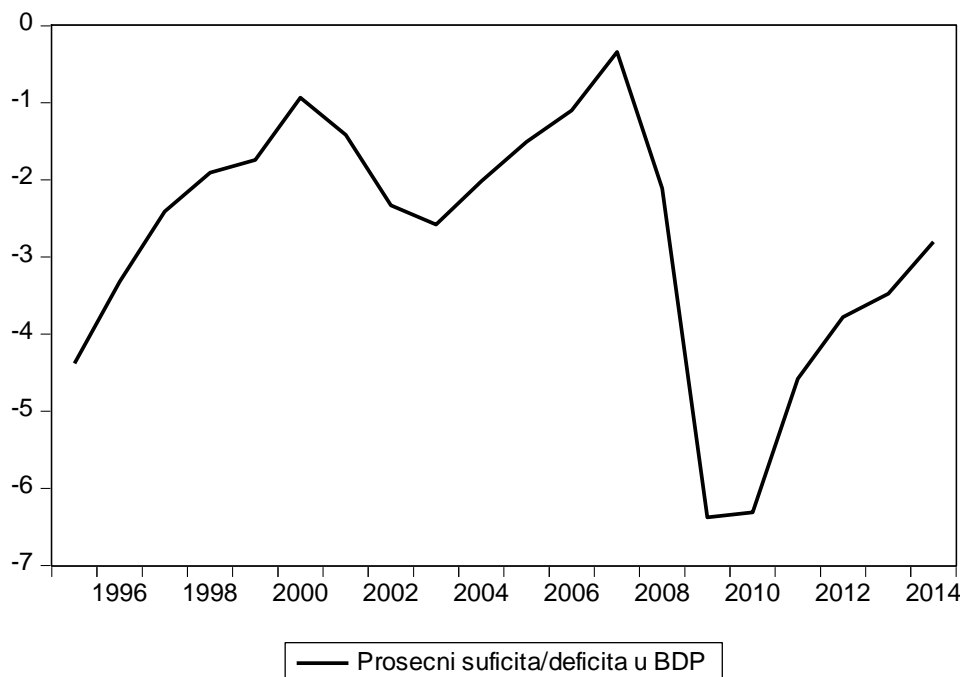
**Izvor:** autorski proračun.



**Tabela 2b** Deskriptivne statistike za fiskalni deficit po vremenskoj dimenziji za sve zemlje (28 opservacija za svaku godinu)

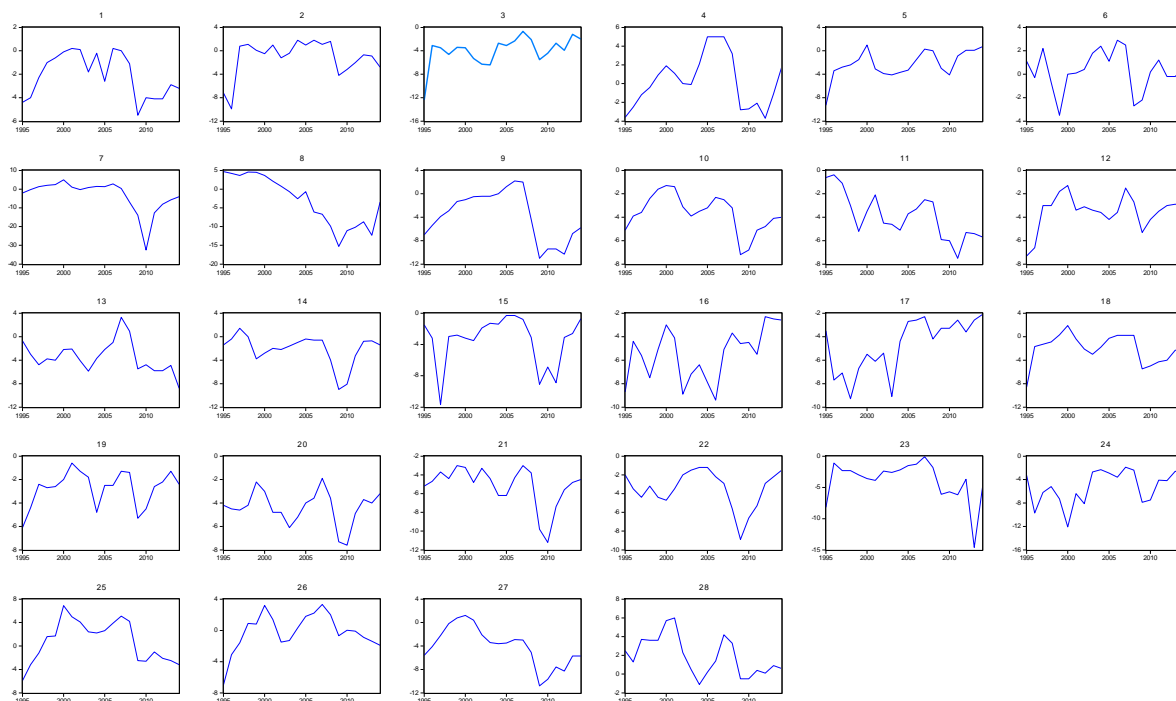
Godine	Pros. vred.	Medij.	Maks.	Min.	Standardna devijacija	Koef. Asimetrije	Koef. spljošt.
1995	-4.38	-4.75	4.65	-12.40	3.83	0.32	2.91
1996	-3.32	-3.30	4.16	-9.90	3.02	-0.06	3.67
1997	-2.41	-2.35	3.70	-11.70	3.30	-0.35	3.88
1998	-1.90	-2.40	4.57	-9.30	3.08	-0.09	3.20
1999	-1.74	-2.00	4.51	-7.30	2.93	0.22	2.54
2000	-0.93	-1.30	6.90	-12.10	3.89	-0.28	4.05
2001	-1.42	-1.70	6.00	-6.40	3.10	0.47	2.82
2002	-2.33	-2.10	4.10	-8.90	2.87	-0.23	3.28
2003	-2.58	-2.20	2.40	-9.10	2.76	-0.37	2.71
2004	-2.02	-2.25	2.40	-6.40	2.58	0.18	2.07
2005	-1.51	-1.85	5.00	-7.90	2.76	0.05	3.12
2006	-1.10	-1.40	5.00	-9.40	3.18	-0.25	3.18
2007	-0.34	-0.65	5.10	-6.70	2.90	0.13	2.69
2008	-2.11	-2.70	4.20	-9.90	3.21	0.03	3.04
2009	-6.38	-5.50	-0.50	-15.30	3.65	-0.59	2.99
2010	-6.31	-4.90	0.20	-32.50	5.94	-3.12	14.75
2011	-4.58	-4.20	1.20	-12.70	3.35	-0.43	2.77
2012	-3.78	-3.70	0.10	-10.30	2.69	-0.64	2.97
2013	-3.48	-2.60	0.90	-14.60	3.42	-1.77	6.29
2014	-2.80	-2.85	1.80	-8.80	2.28	-0.24	3.48
<b>1995-2014</b>	<b>-2.77</b>	<b>-2.70</b>	<b>6.90</b>	<b>-32.50</b>	<b>3.64</b>	<b>-1.19</b>	<b>10.87</b>

Izvor: autorski proračun.



**Izvor:** autorski proračun.

**Slika 1a** Kretanje prosečne vrednosti fiskalnog deficita po godinama za sve zemlje EU



Napomena: 1: Belgija, 2: Bugarska, 3: Češka, 4: Danska, 5: Nemačka, 6: Estonija, 7: Irska, 8: Grčka, 9: Španija, 10: Francuska, 11: Hrvatska, 12: Italija, 13: Kipar, 14: Letonija, 15: Litvanija, 16: Mađarska, 17: Malta, 18: Holandija, 19: Austrija, 20: Poljska, 21: Portugalija, 22: Rumunija, 23: Slovenija, 24: Slovačka, 25: Finska, 26: Švedska, 27: Velika Britanija, 28: Luksemburg.

**Izvor:** autorski proračun.

**Slika 2a** Kretanje prosečne vrednosti fiskalnog deficita po zemljama kroz vreme

**Tabela 3a** Deskriptivne statistike za udeo javne potrošnje u BDP po podacima uporednih preseka (zemljama) za period 1995-2014 (20 opservacija za svaku zemlju)

Zemlje	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. Asimetrije	Koef. spljoštenosti
Belgija	50.93	50.60	54.80	47.60	2.31	0.24	1.81
Bugarska	37.87	38.25	43.10	30.50	2.88	-0.67	3.52
Češka	42.71	41.95	51.80	40.00	2.85	2.05	6.80
Danska	54.62	54.95	58.80	49.60	2.93	-0.28	1.84
Nemačka	46.41	46.60	54.60	42.70	2.62	1.35	5.82
Estonija	37.90	38.40	46.00	33.60	3.09	0.61	3.38
Irska	38.81	36.25	66.10	31.00	7.96	2.12	7.92
Grčka	49.44	49.50	60.10	44.60	4.13	0.76	3.22
Španija	41.58	41.05	47.30	38.30	3.06	0.39	1.69
Francuska	53.87	52.95	57.20	51.10	2.07	0.47	1.74
Hrvatska	45.48	46.65	48.85	37.78	3.03	-1.43	4.25
Italija	48.73	48.05	51.80	45.50	1.96	0.22	1.65
Kipar	38.44	38.90	49.10	30.80	4.40	0.36	2.94
Letonija	36.92	36.00	44.00	33.40	2.96	1.23	3.61
Litvanija	38.07	36.25	50.20	33.80	4.40	1.21	3.87
Mađarska	49.98	49.80	55.40	47.30	1.73	1.33	6.08
Malta	41.85	41.75	45.20	39.10	1.24	0.53	4.79
Holandija	45.46	44.50	53.70	41.70	2.77	1.24	4.81
Austrija	51.73	51.00	55.50	49.10	1.73	0.86	2.97
Poljska	44.70	44.55	51.00	41.80	2.16	1.17	4.80
Portugalija	45.83	45.25	51.80	42.40	3.07	0.54	1.92
Rumunija	36.19	35.45	40.60	32.90	2.43	0.33	1.74
Slovenija	47.08	45.80	59.70	42.20	3.87	1.81	6.71
Slovačka	43.03	41.90	53.10	36.10	4.87	0.52	2.36
Finska	52.60	51.70	61.10	46.80	4.55	0.37	1.77
Švetska	54.27	53.05	63.50	49.70	3.61	1.23	3.74
UK	42.80	42.60	49.70	38.00	3.64	0.35	1.97
Luksemburg	41.30	41.70	45.10	36.40	2.37	-0.48	2.44
<b>Sve zemlje</b>	44.95	44.70	66.10	30.50	6.54	0.15	2.49

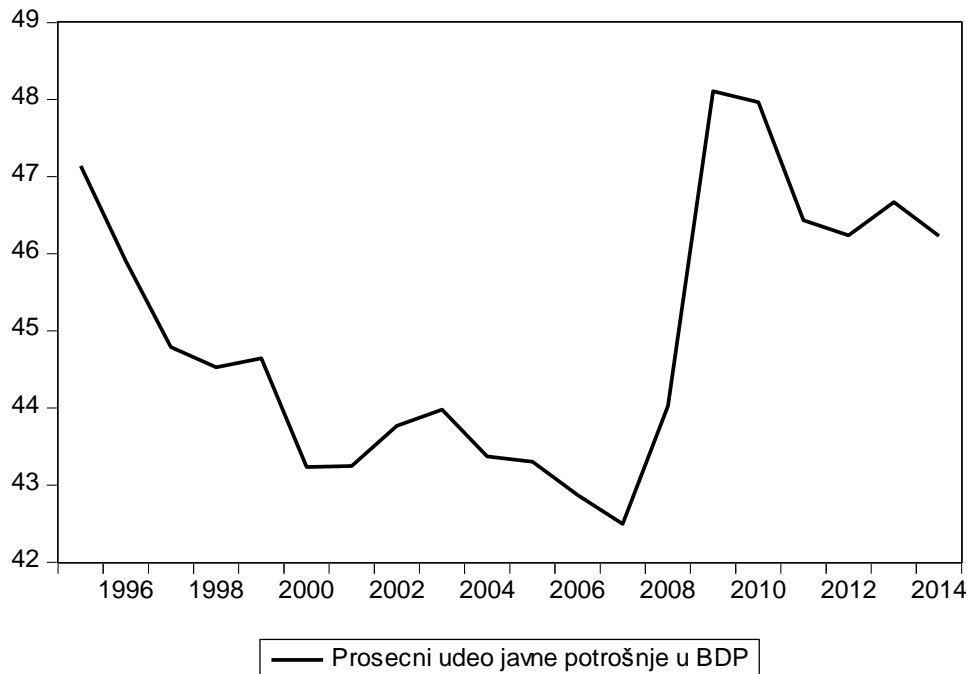
Izvor: autorski proračun.

**Tabela 3b** Deskriptivne statistike za udeo javne potrošnje u BDP po vremenskoj dimenziji za sve zemlje (28 opservacija za svaku godinu)

Godine	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. Asimetrije	Koef. spljoštenosti
1995	47.14	47.95	63.50	30.80	8.65	-0.04	2.07
1996	45.91	43.55	61.40	32.80	8.02	0.19	2.05
1997	44.79	44.90	59.20	30.50	7.54	0.01	2.08

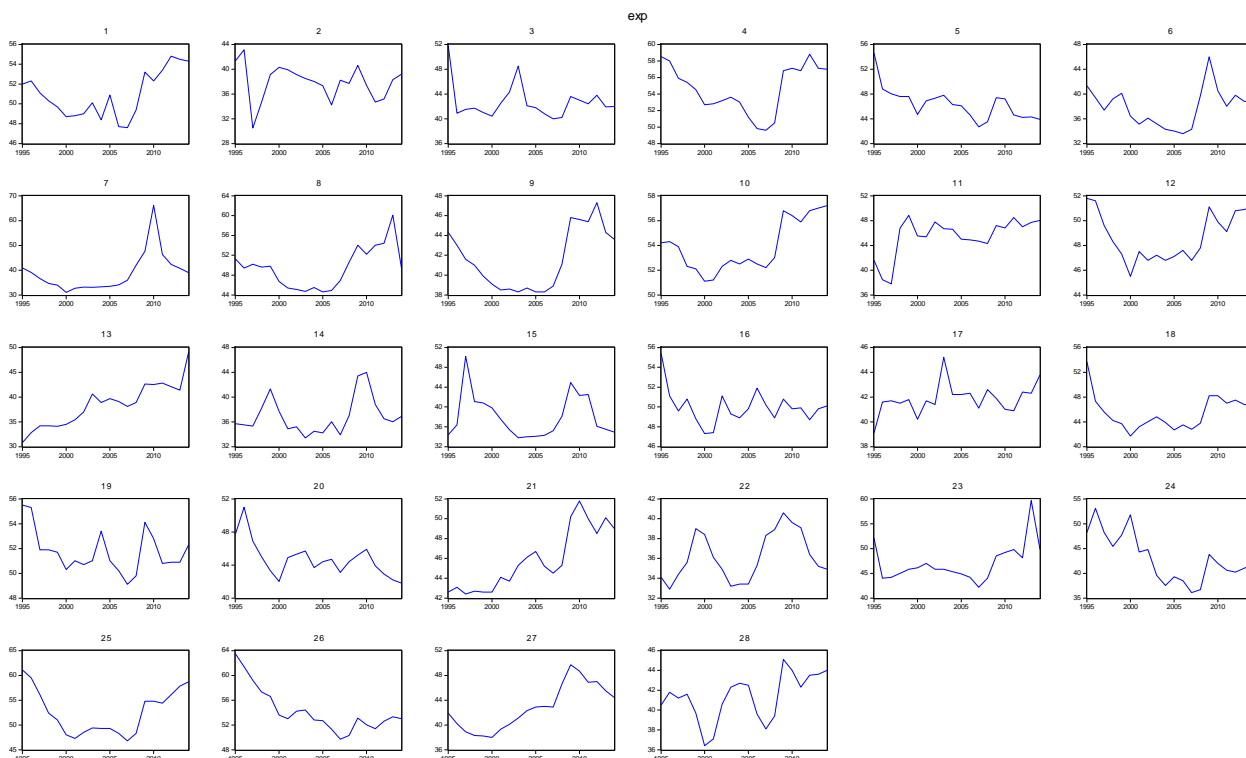
1998	44.53	44.60	57.30	34.20	6.46	0.12	2.11
1999	44.64	43.50	56.60	34.00	5.93	0.12	2.18
2000	43.23	42.30	53.60	31.00	5.91	0.02	2.16
2001	43.25	44.20	53.00	32.70	5.83	-0.09	1.96
2002	43.77	44.55	54.20	33.20	6.04	-0.08	1.96
2003	43.98	45.25	54.40	33.10	6.44	-0.30	2.06
2004	43.37	43.80	53.40	33.30	6.27	-0.11	2.00
2005	43.30	43.65	52.90	33.40	6.16	-0.16	1.96
2006	42.87	43.85	52.50	33.60	5.87	-0.08	1.89
2007	42.50	42.75	52.20	33.90	5.33	0.07	1.87
2008	44.03	43.90	53.00	36.70	4.84	0.13	1.78
2009	48.11	47.50	56.80	40.60	4.80	0.24	2.00
2010	47.97	47.70	66.10	37.40	6.33	0.70	3.62
2011	46.44	46.60	56.80	34.70	5.83	-0.02	2.14
2012	46.24	47.00	58.80	35.20	6.61	0.10	2.16
2013	46.67	44.90	60.10	35.20	7.54	0.28	1.97
2014	46.23	45.50	58.70	34.90	6.68	0.09	2.14
1995-2014	44.95	44.70	66.10	30.50	6.54	0.15	2.49

Izvor: autorski proračun.



Izvor: autorski proračun.

**Slika 3a** Kretanje prosečne vrednosti udela javne potrošnje u BDP po godinama za sve zemlje



Napomena: 1: Belgija, 2: Bugarska, 3: Češka, 4: Danska, 5: Nemačka, 6: Estonija, 7: Irska, 8: Grčka, 9: Španija, 10: Francuska, 11: Hrvatska, 12: Italija, 13: Kipar, 14: Letonija, 15: Litvanija, 16: Mađarska, 17: Malta, 18: Holandija, 19: Austrija, 20: Poljska, 21: Portugalija, 22: Rumunija, 23: Slovenija, 24: Slovačka, 25: Finska, 26: Švedska, 27: Velika Britanija, 28: Luksemburg.

Izvor: autorski proračun.

**Slika 3b** Kretanje prosečne vrednosti udela javne potrošnje u BDP po zemljama kroz vreme

### Javni dug

**Tabela 4a** Deskriptivne statistike za udeo javnog duga u BDP po podacima uporednih preseka (zemljama) za period 1995-2014 (20 opservacija za svaku zemlju)

Zemlje	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. Asimetrije	Koef. spljoštenosti
Belgija	105.75	104.10	130.70	86.80	12.14	0.60	2.59
Bugarska	46.69	31.85	125.00	13.30	35.20	0.91	2.64
Češka	27.28	27.95	45.00	11.60	10.99	0.11	1.89
Danska	48.12	45.90	72.60	27.30	12.18	0.42	2.57
Nemačka	66.00	64.30	80.50	54.90	8.16	0.54	1.90
Estonija	6.22	5.60	10.60	3.70	2.20	1.02	2.67
Irska	59.98	49.15	123.20	23.80	34.36	0.69	2.08
Grčka	118.55	103.55	177.10	94.00	29.56	1.08	2.51
Španija	59.19	59.05	97.70	35.50	17.01	0.78	3.02
Francuska	69.58	64.40	95.00	55.80	12.58	0.89	2.30

Hrvatska	51.70	40.70	85.00	36.30	17.55	0.82	2.17
Italija	110.69	110.20	132.10	99.70	9.64	0.70	2.57
Kipar	62.44	56.70	107.50	45.30	16.34	1.80	5.37
Letonija	21.02	13.90	46.80	8.40	13.61	0.86	1.94
Litvanija	22.56	17.60	40.90	11.50	10.07	0.91	2.10
Mađarska	67.68	65.45	84.50	51.90	10.30	0.14	1.58
Malta	61.66	65.05	72.00	34.40	10.60	-1.49	4.06
Holandija	57.64	57.50	73.50	42.70	9.41	0.15	1.77
Austrija	70.90	67.50	84.50	63.20	7.54	0.80	1.86
Poljska	46.01	46.60	55.70	36.50	5.88	0.07	2.04
Portugalija	75.49	64.70	130.20	50.30	27.60	1.07	2.64
Rumunija	21.98	21.45	39.80	6.60	9.72	0.44	2.16
Slovenija	33.10	26.20	80.90	18.30	17.04	1.74	4.92
Slovačka	39.61	40.75	54.60	21.70	9.38	-0.01	2.00
Finska	45.65	43.45	59.30	32.70	7.49	0.16	2.10
Švetska	49.22	48.05	70.30	36.20	11.95	0.65	2.07
UK	54.20	45.55	89.40	35.90	19.03	0.89	2.14
Luksemburg	11.45	7.75	24.00	6.10	6.60	0.89	2.11
<b>Sve zemlje</b>	<b>54.40</b>	<b>51.30</b>	<b>177.10</b>	<b>3.70</b>	<b>31.28</b>	<b>0.75</b>	<b>3.69</b>

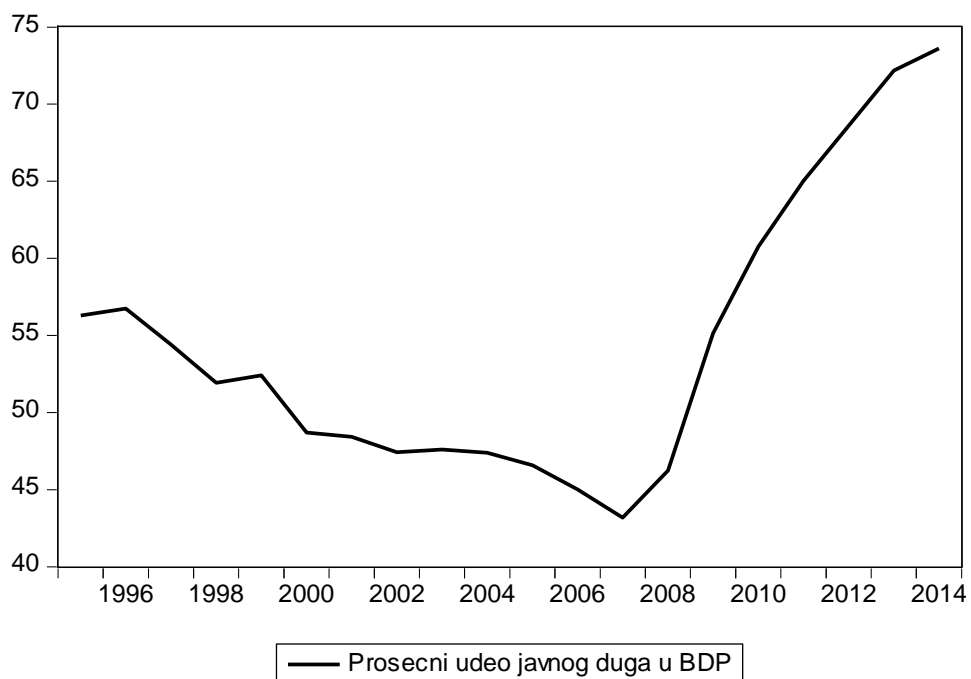
Izvor: autorski proračun.

**Tabela 4b** Deskriptivne statistike za udeo javnog duga u BDP po vremenskoj dimenziji za sve zemlje (28 opservacija za svaku godinu)

Godine	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. Asimetrije	Koef. spljoštenosti
1995	56.29	55.45	130.70	6.60	34.74	0.35	2.43
1996	56.75	58.60	128.20	8.00	34.17	0.46	2.67
1997	54.42	57.05	123.60	7.90	30.62	0.39	2.82
1998	51.93	53.35	118.60	7.60	28.35	0.45	3.13
1999	52.41	56.60	114.60	6.70	27.30	0.41	3.08
2000	48.70	50.60	109.00	5.10	27.60	0.51	3.04
2001	48.42	48.80	107.80	4.80	27.00	0.60	3.16
2002	47.42	48.70	104.90	5.70	25.77	0.63	3.25
2003	47.60	46.40	101.20	5.60	25.46	0.47	2.90
2004	47.39	44.75	100.00	5.10	25.60	0.42	2.71
2005	46.59	41.95	101.90	4.50	26.77	0.43	2.51
2006	45.01	40.70	106.10	4.40	27.48	0.57	2.65
2007	43.18	37.65	107.40	3.70	27.42	0.64	2.73
2008	46.24	41.00	112.90	4.50	28.02	0.64	2.76
2009	55.14	51.25	129.70	7.00	29.50	0.63	3.05
2010	60.76	56.75	148.30	6.50	31.67	0.68	3.46
2011	65.02	62.50	171.30	6.00	35.62	0.88	4.10
2012	68.59	66.95	156.90	9.70	35.20	0.58	2.95
2013	72.18	69.75	175.00	10.10	37.91	0.66	3.29

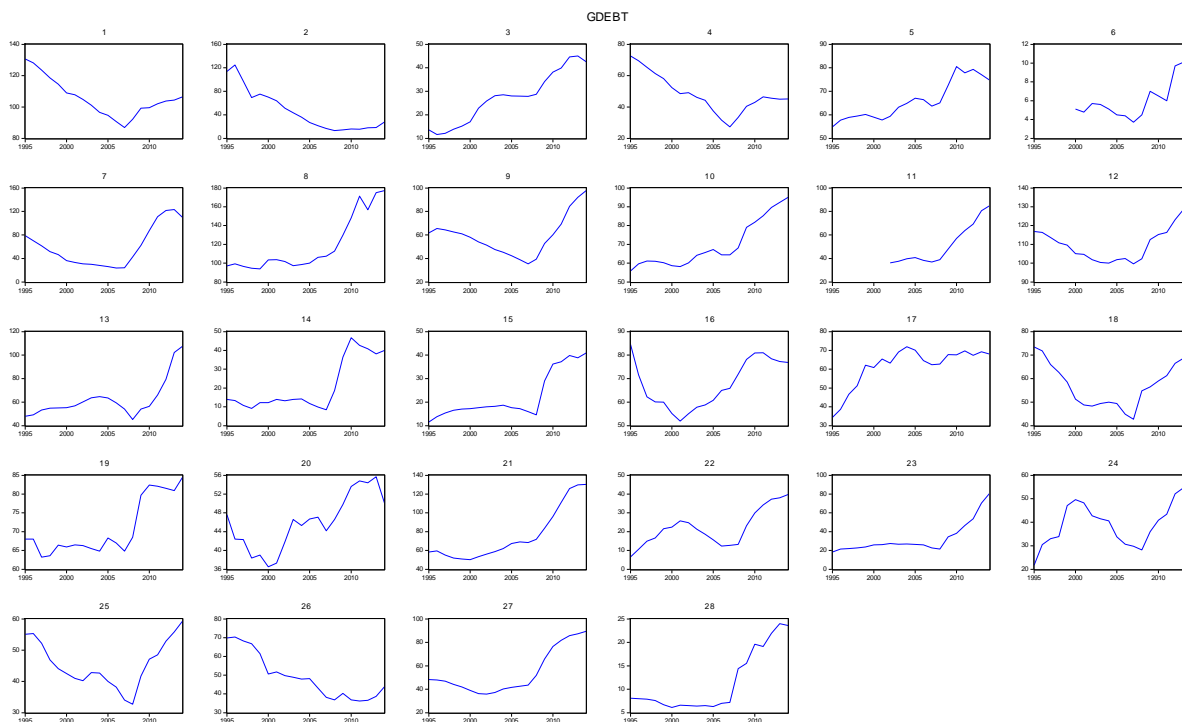
2014	73.61	71.75	177.10	10.60	37.64	0.67	3.34
<b>1995-2014</b>	54.40	51.30	177.10	3.70	31.28	0.75	3.69

Izvor: autorski proračun.



Izvor: autorski proračun.

**Slika 4a** Kretanje prosečne vrednosti udela javnog duga u BDP po godinama za sve zemlje



Napomena: 1: Belgija, 2: Bugarska, 3: Češka, 4: Danska, 5: Nemačka, 6: Estonija, 7: Irska, 8: Grčka, 9: Španija, 10: Francuska, 11: Hrvatska, 12: Italija, 13: Kipar, 14: Letonija, 15: Litvanija, 16: Mađarska, 17: Malta, 18: Holandija, 19: Austrija, 20: Poljska, 21: Portugalija, 22: Rumunija, 23: Slovenija, 24: Slovačka, 25: Finska, 26: Švedska, 27: Velika Britanija, 28: Luksemburg.

**Izvor:** autorski proračun.

**Slika 4b** Kretanje prosečne vrednosti udela javnog duga u BDP po zemljama kroz vreme

### *Javni prihodi*

**Tabela 5a** Deskriptivne statistike za udeo javnih prihoda u BDP po podacima uporednih preseka (zemljama) za period 1995-2014 (20 opservacija za svaku zemlju)

Zemlje	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. asimetrije	Koef. spljoš.
Belgija	48.85	48.50	51.50	47.50	1.11	1.13	3.48
Bugarska	36.72	36.90	40.90	31.20	2.74	-0.37	2.08
Češka	38.77	38.55	42.10	36.90	1.33	0.74	3.15
Danska	54.91	54.80	58.80	53.20	1.20	1.61	6.69
Nemačka	44.17	44.05	46.10	42.60	1.05	0.23	1.84
Estonija	37.47	36.65	43.80	35.10	2.13	1.51	4.92
Irska	35.37	34.90	38.80	32.90	1.77	0.61	2.33
Grčka	42.49	41.10	47.80	38.70	3.37	0.32	1.62
Španija	37.85	37.85	40.90	34.80	1.42	0.21	3.42
Francuska	50.22	49.80	53.20	48.90	1.20	1.39	4.04



Hrvatska	42.74	42.25	45.20	40.80	1.49	0.45	1.74
Italija	45.22	45.15	48.10	43.00	1.50	0.60	2.52
Kipar	34.99	35.70	41.30	29.40	3.76	-0.07	1.80
Letonija	34.79	35.00	38.20	31.80	1.64	0.22	2.53
Litvanija	34.46	34.30	38.20	31.80	1.67	0.65	2.81
Mađarska	44.55	44.30	47.60	42.00	1.84	0.14	1.72
Malta	37.16	37.80	41.70	32.30	2.39	-0.17	2.29
Holandija	43.42	43.40	45.50	41.80	1.02	0.25	2.32
Austrija	48.98	48.95	50.90	47.70	0.83	0.56	2.91
Poljska	40.34	40.30	46.50	37.90	2.06	1.38	5.11
Portugalija	40.65	40.45	45.20	37.40	2.01	0.67	3.01
Rumunija	32.71	32.90	35.40	29.40	1.38	-0.58	3.73
Slovenija	43.21	43.10	45.20	41.90	0.91	0.70	2.92
Slovačka	37.85	36.80	44.80	34.10	3.09	0.77	2.65
Finska	53.34	52.60	56.30	51.50	1.50	0.53	1.83
Švedska	54.11	53.10	58.30	51.10	2.44	0.58	1.82
UK	38.72	38.90	41.50	36.20	1.31	-0.31	3.10
Luksemburg	43.22	43.05	45.20	41.00	1.09	0.13	2.58
<b>Sve zemlje</b>	<b>42.03</b>	<b>41.50</b>	<b>58.80</b>	<b>29.40</b>	<b>6.46</b>	<b>0.45</b>	<b>2.46</b>

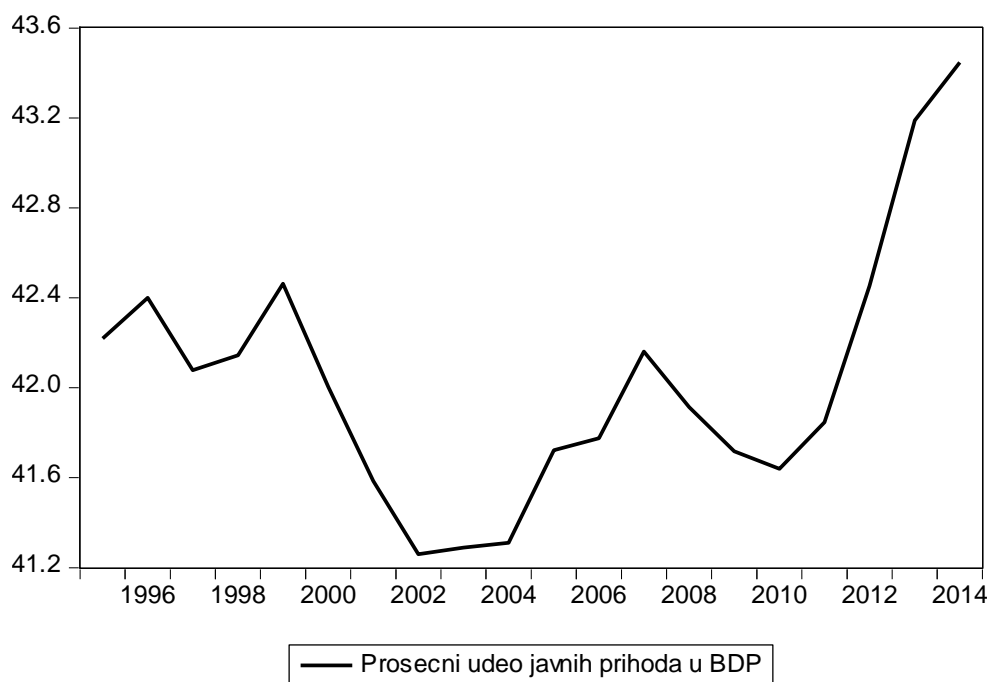
Izvor: autorski proračun.

**Tabela 6a** Deskriptivne statistike za udeo javnih prihoda u BDP po vremenskoj dimenziji za sve zemlje (28 opservacija za svaku godinu)

Godine	Prosečna vrednost	Medijana	Maksimum	Minimum	Standardna devijacija	Koef. asimetrije	Koef. Spljoštenosti
1995	42.22	43.50	56.50	30.10	7.20	0.29	2.26
1996	42.40	43.10	58.30	29.40	7.85	0.28	2.30
1997	42.08	42.10	57.70	29.40	7.49	0.28	2.43
1998	42.14	40.80	58.10	30.30	7.09	0.50	2.60
1999	42.46	41.10	57.40	30.10	6.64	0.53	2.71
2000	42.00	39.80	56.80	32.30	6.73	0.67	2.59
2001	41.59	40.90	54.50	32.60	6.66	0.43	2.20
2002	41.26	40.40	53.20	32.90	6.43	0.43	2.16
2003	41.29	41.80	53.50	31.70	6.39	0.34	2.27
2004	41.31	39.90	55.10	32.20	6.23	0.59	2.58
2005	41.72	40.50	56.20	32.30	6.30	0.70	2.82
2006	41.78	40.95	54.80	33.10	5.85	0.71	2.74
2007	42.16	41.40	54.60	33.30	5.64	0.52	2.68
2008	41.91	41.55	53.70	33.00	5.87	0.41	2.34
2009	41.72	40.80	54.00	31.70	6.15	0.39	2.14
2010	41.64	40.75	54.30	32.90	6.03	0.47	2.26
2011	41.85	41.80	54.80	32.60	6.25	0.42	2.28
2012	42.45	42.30	55.10	33.00	6.53	0.34	2.03
2013	43.19	43.40	56.00	32.90	6.71	0.28	2.03

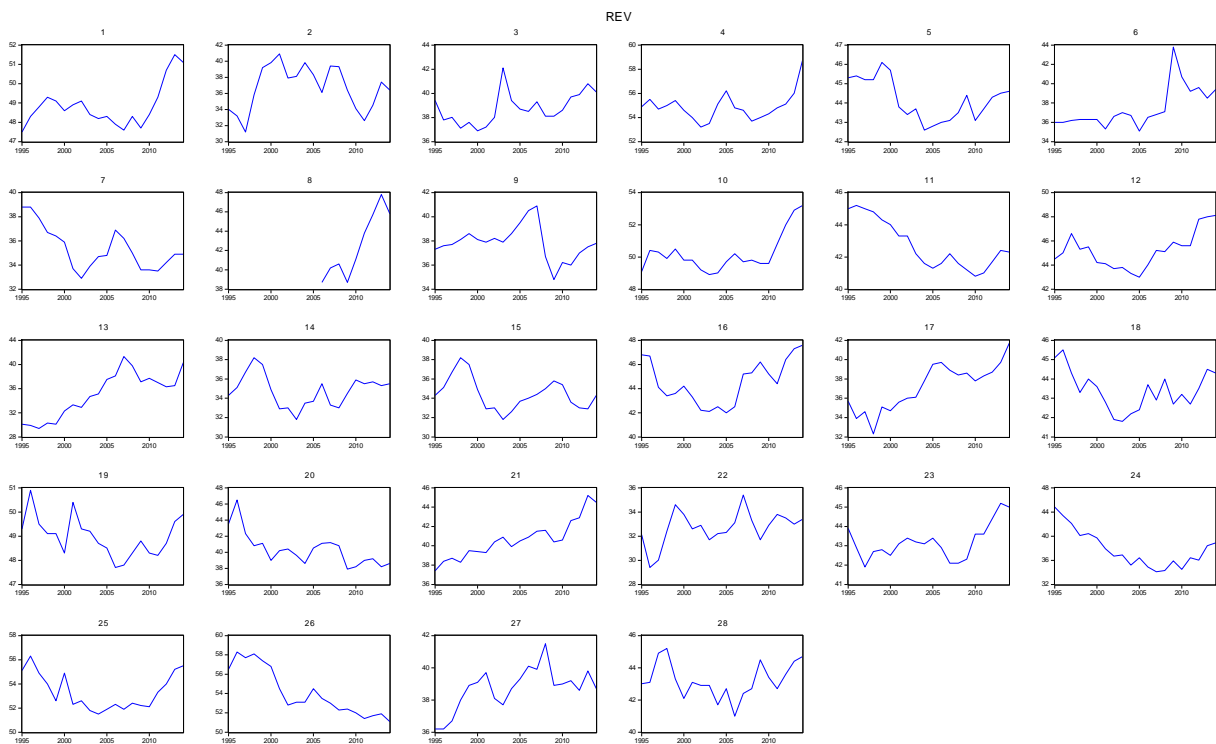
2014	43.45	43.30	58.80	33.40	6.66	0.48	2.48
<b>1995-2014</b>	42.03	41.50	58.80	29.40	6.46	0.45	2.46

Izvor: autor.



Izvor: autorski proračun.

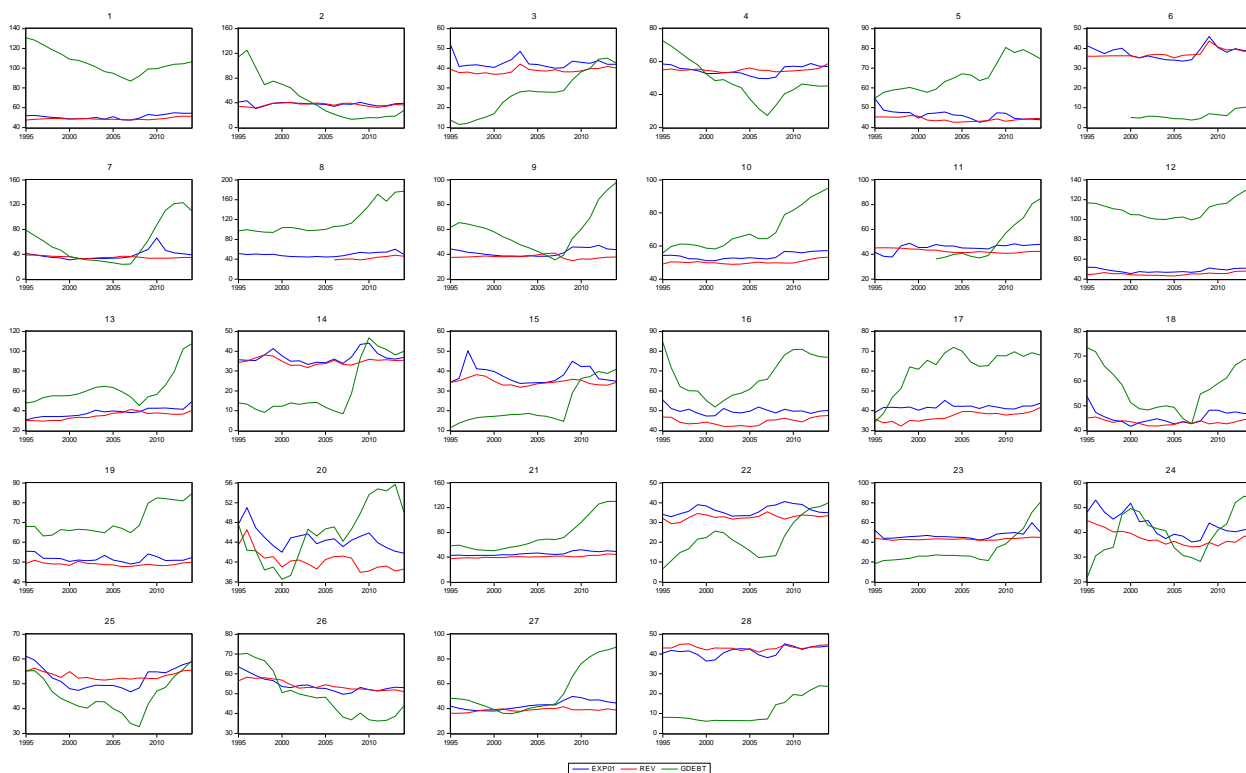
**Slika 5c** Kretanje prosečne vrednosti udela javne prihoda u BDP po godinama za sve zemlje



Napomena: 1: Belgija, 2: Bugarska, 3: Češka, 4: Danska, 5: Nemačka, 6: Estonija, 7: Irska, 8: Grčka, 9: Španija, 10: Francuska, 11: Hrvatska, 12: Italija, 13: Kipar, 14: Letonija, 15: Litvanija, 16: Mađarska, 17: Malta, 18: Holandija, 19: Austrija, 20: Poljska, 21: Portugalija, 22: Rumunija, 23: Slovenija, 24: Slovačka, 25: Finska, 26: Švedska, 27: Velika Britanija, 28: Luksemburg.

**Izvor:** autorski prikaz.

**Slika 5a** Kretanje prosečne vrednosti udela javnih prihoda u BDP po zemljama kroz vreme



Napomena: 1: Belgija, 2: Bugarska, 3: Češka, 4: Danska, 5: Nemačka, 6: Estonija, 7: Irska, 8: Grčka, 9: Španija, 10: Francuska, 11: Hrvatska, 12: Italija, 13: Kipar, 14: Letonija, 15: Litvanija, 16: Mađarska, 17: Malta, 18: Holandija, 19: Austrija, 20: Poljska, 21: Portugalija, 22: Rumunija, 23: Slovenija, 24: Slovačka, 25: Finska, 26: Švedska, 27: Velika Britanija, 28: Luksemburg.

Izvor: autorski proračun.

**Slika 5b** Uporedni prikaz javne potrošnje, javnih prihoda i javnog duga po zemljama

### Obrazovanje i zdravstvo

**Tabela 7a** Deskriptivne statistike udela izdataka za obrazovanje i zdravstvo u BDP po zemljama za period 1995-2014

Zemlje	Udeo izdataka za obrazovanje u BDP				Udeo izdataka za zdravstvo u BDP			
	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.
Belgija	5.87	5.80	6.50	5.50	6.82	6.70	7.90	6.00
Bugarska	3.73	3.75	4.20	3.00	4.34	4.50	5.90	2.50
Češka	4.84	4.85	5.30	4.20	6.83	6.65	7.50	6.20
Danska	6.59	6.55	7.20	5.90	7.54	7.20	8.90	6.50
Nemačka	4.24	4.30	4.50	3.90	6.54	6.45	7.10	6.00
Estonija	6.68	6.65	8.00	5.90	4.66	4.60	5.50	4.10
Irska	4.55	4.40	5.10	4.10	6.43	6.40	8.20	5.10
Grčka	3.60	3.55	4.60	2.70	5.34	5.20	6.80	3.90
Španija	4.16	4.10	4.60	3.90	5.63	5.50	6.80	5.10

Francuska	5.58	5.60	5.80	5.30	7.46	7.45	8.10	6.90
Hrvatska	4.86	4.85	5.20	4.20	6.34	6.35	8.00	5.00
Italija	4.42	4.50	4.60	4.10	6.48	6.65	7.50	5.30
Kipar	5.95	5.80	6.80	5.20	2.85	2.80	3.10	2.40
Letonija	5.79	5.70	6.80	5.20	3.78	3.90	4.60	2.90
Litvanija	5.83	5.75	7.20	5.10	5.43	5.45	7.00	4.10
Mađarska	5.39	5.30	6.40	4.70	5.33	5.20	5.80	4.90
Malta	5.52	5.50	6.00	5.00	5.14	5.35	6.00	3.80
Holandija	5.26	5.30	5.70	4.80	6.19	5.50	8.40	4.50
Austrija	5.13	5.10	5.50	4.70	7.47	7.50	8.00	6.70
Poljska	5.38	5.50	6.20	4.30	4.51	4.40	5.00	4.20
Portugalija	6.82	6.90	7.70	5.90	6.62	6.70	7.90	5.40
Rumunija	3.59	3.60	4.50	2.80	3.30	3.35	4.20	1.90
Slovenija	6.32	6.35	6.60	5.90	6.47	6.40	6.90	5.80
Slovačka	4.07	3.95	5.10	3.20	6.07	5.60	7.80	4.60
Finska	6.27	6.25	6.90	5.80	6.85	6.60	8.40	5.70
Švetska	6.75	6.70	7.30	6.30	6.49	6.50	7.10	5.90
UK	5.50	5.65	6.60	4.40	6.50	6.55	8.00	5.10
Luksemburg	4.77	4.80	5.60	4.00	4.75	4.75	5.40	4.00
<b>Sve zemlje</b>	<b>5.27</b>	<b>5.30</b>	<b>8.00</b>	<b>2.70</b>	<b>5.79</b>	<b>6.00</b>	<b>8.90</b>	<b>1.90</b>

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 7b** Deskriptivne statistike udela izdataka za obrazovanje i zdravstvo u BDP po vremenskoj dimenziji za sve zemlje

Godine	Udeo izdataka za obrazovanje u BDP				Udeo izdataka za zdravstvo u BDP			
	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.
1995	5.14	5.20	8.00	3.00	5.14	5.35	7.10	2.40
1996	5.11	5.20	7.30	2.80	5.27	5.55	7.20	2.30
1997	5.06	5.10	7.00	3.10	5.18	5.35	7.00	1.90
1998	5.13	5.10	7.20	3.10	5.14	5.30	7.20	2.50
1999	5.15	5.05	7.50	3.10	5.28	5.40	7.30	2.80
2000	5.04	5.15	6.80	2.90	5.24	5.20	7.20	2.70
2001	5.12	5.25	6.90	2.70	5.36	5.30	7.10	2.70
2002	5.30	5.55	7.00	2.90	5.61	5.85	7.30	2.90
2003	5.40	5.45	6.90	3.50	5.72	5.95	7.50	3.10
2004	5.30	5.50	7.10	3.60	5.74	6.10	8.00	2.50
2005	5.26	5.40	7.10	3.60	5.79	6.15	7.60	2.60
2006	5.23	5.45	6.90	3.40	5.84	6.10	7.60	2.70
2007	5.08	5.25	6.40	3.40	5.80	6.20	7.70	2.60
2008	5.29	5.30	6.80	3.70	6.05	6.40	7.90	2.70
2009	5.65	5.45	7.40	4.10	6.59	6.95	8.90	3.00
2010	5.57	5.60	7.70	3.30	6.48	6.90	8.60	3.00
2011	5.45	5.50	7.30	3.50	6.36	6.80	8.50	3.10

2012	5.29	5.45	7.10	3.00	6.35	6.75	8.80	3.00
2013	5.34	5.50	7.00	2.80	6.37	6.85	8.70	3.10
2014	5.40	5.45	7.10	2.90	6.39	6.90	8.70	3.10
1995-2014	5.27	5.30	8.00	2.70	5.79	6.00	8.90	1.90

Izvor: autorski proračun.

### Penzije

**Tabela 8a** Deskriptivne statistike udela izdataka za penzije u BDP po zemljama za period 1995-2014

Zemlje	Udeo izdataka za penzije u BDP			
	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.
Belgija	11.6	11.5	12.5	10.7
Bugarska	9.4	8.7	13.5	6.9
Češka	8.5	8.2	10.2	6.9
Danska	12.1	11.2	14.7	10.5
Nemačka	12.8	12.9	13.6	12.1
Estonija	7.1	7.5	9.0	5.8
Irska	5.4	5.0	7.3	3.6
Grčka	13.1	12.3	17.8	11.1
Španija	10.1	9.8	12.3	8.9
Francuska	13.8	13.4	15.5	13.0
Hrvatska	9.9	9.6	11.1	9.0
Italija	15.1	14.6	17.2	14.0
Kipar	7.0	6.7	9.8	5.4
Letonija	8.2	8.4	10.7	5.3
Litvanija	7.2	7.2	9.6	6.3
Mađarska	9.5	9.5	11.1	7.3
Malta	8.7	8.9	9.6	7.1
Holandija	12.9	12.8	13.9	12.0
Austrija	14.5	14.4	15.3	13.8
Poljska	12.1	12.0	13.8	11.0
Portugalija	12.1	12.1	15.0	9.4
Rumunija	7.1	6.2	9.4	5.8
Slovenija	10.9	10.9	11.9	9.6
Slovačka	7.7	7.4	8.8	7.2
Finska	11.8	11.3	13.4	10.6
Švetska	12.0	12.0	12.9	11.2
UK	11.3	11.4	12.5	10.3
Luksemburg	9.9	9.9	11.3	8.2
Sve zemlje	10.4	10.7	17.8	3.6

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 8b** Deskriptivne statistike udela izdataka za socijalno osiguranje i penzije u BDP po vremenskoj dimenziji za sve zemlje

Godine	Udeo izdataka za penzije u BDP			
	Prosečna vrednost	Medijana	Maks.	Min.
1995	10.1	11.1	14.2	5.0
1996	10.3	11.0	14.4	4.6
1997	10.2	11.1	14.9	4.3
1998	10.2	10.9	14.4	4.0
1999	10.2	10.8	14.7	3.7
2000	9.9	10.2	14.3	3.6
2001	9.9	10.1	14.4	3.7
2002	10.0	10.4	14.5	4.6
2003	10.0	10.4	14.6	4.9
2004	9.9	10.2	14.5	4.9
2005	9.9	10.1	14.6	4.9
2006	9.8	10.2	14.6	5.0
2007	9.7	10.1	14.5	5.2
2008	10.1	10.2	14.9	6.0
2009	11.2	11.0	16.0	7.0
2010	11.3	11.2	16.0	7.2
2011	11.2	11.4	16.1	7.1
2012	11.4	11.4	17.5	7.3
2013	11.5	11.5	17.6	7.2
2014	11.6	11.5	17.8	7.2
1995-2014	10.4	10.7	17.8	3.6

**Izvor:** autorski proračun.

**Tabela 9a** Testovi prve generacije jediničnih korena u panelu (Levin Lin Chu – LLC test)

1995-2014 28 zemalja Ho: I(1); H <sub>1</sub> : I(0)	Docnje	Model sa konstantom				Model sa konstantom i determinističkim trendom			
		Nivo varijable		Nivo varijable		Nivo varijable		Nivo varijable	
		t-stat.	p-vred.	“de-mean” t-stat.	“de-mean” p-vred.	t-stat.	p-vred.	“de-mean” t-stat.	“de-mean” p-vred.
Javni potrošnja	3.8	6.319	1.000	<b>-2.171</b>	<b>0.015</b>	1.414	0.921	-1.202	0.113
Javni prihodi	4.1	4.024	1.000	0.710	0.761	7.246	1.000	0.809	0.790
Fiskalni deficit	4.1	2.713	0.996	2.166	0.984	4.309	1.000	-0.469	0.319
Javni dug	4.4	5.903	1.000	-0.541	0.292	2.296	0.989	5.235	1.000

**Napomena:** Za odabir optimalnog boja docnji, korišćen je Akaike kriterijum, za maksimalan broj docnji 10.

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 9b** Testovi prve generacije jediničnih korena u panelu (Im Pesaran Shin - IPS)

1995-2014 28 zemalja Ho: I(1); H <sub>1</sub> : I(0)	Docnje	Model sa konstantom				Model sa konstantom i determinističkim trendom			
		Nivo varijabe		Nivo varijable		Nivo varijable		Nivo varijable	
		$\bar{t}$ -stat.	p-vred.	“de-mean” $\bar{t}$ -stat.	“de-mean” p-vred.	$\bar{t}$ -stat.	p-vred.	“de-mean” $\bar{t}$ -stat.	“de-mean” p-vred.
Javna potrošnja	1.3	<b>-5.6522</b>	<b>0.0000</b>	<b>-5.8844</b>	<b>0.0000</b>	<b>-2.882</b>	<b>0.0020</b>	<b>-3.5097</b>	<b>0.0011</b>
Javni prihodi	1.3	-0.9912	0.1608	<b>-2.814</b>	<b>0.0024</b>	1.8402	0.9673	<b>-3.5193</b>	<b>0.0002</b>
Fiskalni deficit	2.5	<b>-5.8794</b>	<b>0.0000</b>	<b>-5.3897</b>	<b>0.0000</b>	<b>-3.8341</b>	<b>0.0001</b>	<b>-3.3657</b>	<b>0.0004</b>
Javni dug	1.9	<b>-1.5796</b>	<b>0.0571</b>	<b>-2.7717</b>	<b>0.0028</b>	-0.0881	0.4649	-0.3881	0.3490

**Napomena:** Za odabir optimalnog boja docnji, korišćen je Akaike kriterijum, za maksimalan broj docnji 5.

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 9c** Testovi prve generacije jediničnih korena u panelu (Madalla-Wu)

1995-2014, 28 zemalja Ho: I(1); H <sub>1</sub> : I(0)	Docnje	Model sa konstantom		Model sa konstantom i determinističkim trendom	
		Nivo varijabe		Nivo varijable	
		$\chi^2$	p-vred.	$\chi^2$	p-vred.
Javna potrošnja	0	<b>165.517</b>	<b>0.000</b>	<b>128.672</b>	<b>0.000</b>
	1	<b>141.659</b>	<b>0.000</b>	<b>114.315</b>	<b>0.000</b>
	2	<b>112.154</b>	<b>0.000</b>	<b>94.531</b>	<b>0.001</b>
Javni prihodi	0	52.632	0.603	37.627	0.972
	1	<b>100.594</b>	<b>0.000</b>	65.399	0.183
	2	66.728	0.154	46.604	0.810
Fiskalni deficit	0	<b>160.194</b>	<b>0.000</b>	<b>131.523</b>	<b>0.000</b>
	1	<b>158.872</b>	<b>0.000</b>	<b>141.282</b>	<b>0.000</b>



	2	<b>79.301</b>	<b>0.022</b>	<b>77.072</b>	<b>0.032</b>
Javni dug	0	<b>91.703</b>	<b>0.002</b>	<b>97.337</b>	<b>0.001</b>
	1	<b>72.722</b>	<b>0.066</b>	<b>80.458</b>	<b>0.018</b>
	2	59.794	0.340	38.846	0.961

**Tabela 9d** Testovi prve generacije jediničnih korena u panelu (Hadri)

1995-2014 28 zemalja Ho: I(0); H <sub>1</sub> : I(1)	Model sa konstantom						Model sa konstantom i determinističkim trendom	
	Nivo varijabe		Nivo varijable		Nivo varijable		Nivo varijable	
	$\bar{t}$ -stat.	p-vred.	robust $\bar{t}$ -stat.	robust p-vred.	demean $\bar{t}$ -stat.	Demean p-vred.	$\bar{t}$ -stat.	p-vred.
Javna potrošnja	18.7586	0.0000	21.3448	0.000	16.4493	0.0000	17.8720	0.0000
Javni prihodi	34.5502	0.0000	22.2116	0.000	36.2567	0.0000	21.5866	0.0000
Fiskalni deficit	19.3343	0.0000	11.1340	0.000	23.2065	0.0000	12.1508	0.0000
Javni dug	20.1065	0.0000	20.8570	0.000	11.815	0.0000	17.9432	0.0000

**Tabela 10a** Testovi jediničnih korena prve generacije za prvu diferencu varijabli u modelu sa konstantom

1995-2012 29 zemalja Ho: I(1); H <sub>1</sub> : I(0)	Docnje	Im Pesaran Shin				Madalla-Wu	
		Prva diferencna					
		$\bar{t}$ -stat.	p-vred.	demean $\bar{t}$ -stat.	demean p-vred.	$\chi^2$	p-vred.
Javna potrošnja	1.7	-17.1597	0.0000	-25.2593	0.0000	321.270	0.000
Javni prihodi	1	-19.1658	0.0000	-24.3670	0.0000	319.704	0.000
Fiskalni deficit	1.3	-14.1170	0.0000	-178.079	0.0000	302.864	0.000
Javni dug	1.5	-16.9959	0.0000	-16.8266	0.0000	271.157	0.000

**Napomena:** Rezultati testa Madalla i Wu se odnose na specifikaciju sa jednom docnjom. Isti rezultati u vezi sa prihvatanjem alternativne hipoteze se dobijaju u modelu bez docnji, ili sa više od jedne docnje. Rezultati LLC i Hadri testa nisu prikazani jer zahtevaju strogo balansiran panel, što je narušeno usled diferenciranja.

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 11a** Utvrđivanje optimalnog broja docnji sa stanovišta alternativnih kriterijuma

Zemlje	Varijable	Ng-Perron	Min Schwarz	Docnja	Min MAIC	Docnja
<b>Belgija</b>	Fisk. def.	<b>0</b>	1.354	<b>1</b>	1.850	<b>1</b>
	Javna potrošnja	<b>0</b>	1.533	<b>1</b>	1.582	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>0</b>	-0.674	<b>1</b>	-0.385	<b>1</b>

	Javni dug	1	2.763	1	2.742	1
<b>Bugarska</b>	Fisk. def.	0	1.754	1	1.967	1
	Javna potrošnja	2	1.198	8	3.943	8
	Javni prihodi	0	1.503	2	1.883	2
	Javni dug	1	2.830	1	2.614	1
<b>Češka</b>	Fisk. def.	0	1.249	1	1.913	1
	Javna potrošnja	0	1.201	1	1.149	6
	Javni prihodi	4	-0.641	4	4.408	1
	Javni dug	7	0.045	7	3.417	1
<b>Danska</b>	Fisk. def.	0	1.423	1	2.505	1
	Javna potrošnja	0	1.836	1	1.977	1
	Javni prihodi	0	0.413	1	0.832	1
	Javni dug	1	2.767	1	3.079	1
<b>Nemačka</b>	Fisk. def.	1	0.315	1	3.786	2
	Javna potrošnja	1	0.550	8	1.106	6
	Javni prihodi	0	-0.487	1	-0.606	1
	Javni dug	7	2.106	7	3.919	5
<b>Estonija</b>	Fisk. def.	8	1.442	8	2.374	2
	Javna potrošnja	0	2.351	1	2.962	2
	Javni prihodi	7	1.409	1	2.283	1
	Javni dug	0	3.096	1	3.689	1
<b>Irska</b>	Fisk. def.	0	4.429	1	5.240	1
	Javna potrošnja	0	4.435	1	5.103	1
	Javni prihodi	5	-0.694	8	1.947	1
	Javni dug	1	3.932	7	4.681	4
<b>Grčka</b>	Fisk. def.	7	0.435	7	3.093	1
	Javna potrošnja	4	2.220	5	3.316	1
	Javni prihodi	0	2.270	1	2.624	1
	Javni dug	0	5.116	1	5.044	1
<b>Španija</b>	Fisk. def.	0	2.245	1	2.746	4
	Javna potrošnja	0	1.476	1	1.776	1
	Javni prihodi	0	0.019	1	1.999	1
	Javni dug	3	3.158	3	3.678	1
<b>Francuska</b>	Fisk. def.	7	0.223	1	1.668	5
	Javna potrošnja	0	0.597	1	0.787	2
	Javni prihodi	1	-1.191	1	-0.551	1
	Javni dug	0	2.616	1	2.654	1
<b>Hrvatska</b>	Fisk. def.	7	-3.393	1	1.909	1
	Javna	7	-0.705	8	1.988	1

	potrošnja					
	Javni prihodi	5	-1.842	7	-1.158	3
	Javni dug	8	-2.077	8	1.254	2
<b>Italija</b>	Fisk. def.	1	-0.087	1	2.849	2
	Javna potrošnja	0	0.722	8	0.659	2
	Javni prihodi	6	-0.255	1	-0.051	1
	Javni dug	3	2.597	6	2.878	1
<b>Kipar</b>	Fisk. def.	0	1.522	1	2.893	1
	Javna potrošnja	0	1.663	1	3.999	1
	Javni prihodi	7	-0.316	1	1.902	1
	Javni dug	1	2.894	8	4.812	1
<b>Letonija</b>	Fisk. def.	1	0.452	1	3.419	2
	Javna potrošnja	1	1.938	1	3.587	2
	Javni prihodi	0	0.163	1	1.293	3
	Javni dug	1	3.473	1	3.962	2
<b>Litvanija</b>	Fisk. def.	2	1.919	2	2.620	1
	Javna potrošnja	2	2.245	2	2.938	1
	Javni prihodi	5	-0.685	1	2.216	3
	Javni dug	7	2.393	7	3.532	1
<b>Madarska</b>	Fisk. def.	0	1.288	1	1.840	2
	Javna potrošnja	5	-0.792	5	4.437	2
	Javni prihodi	1	-0.333	1	0.958	1
	Javni dug	0	1.937	8	3.061	1
<b>Malta</b>	Fisk. def.	0	0.087	7	6.670	1
	Javna potrošnja	8	-2.922	8	2.813	1
	Javni prihodi	0	2.270	1	2.624	1
	Javni dug	0	5.116	1	5.044	1
<b>Holandija</b>	Fisk. def.	0	1.427	1	2.004	1
	Javna potrošnja	7	0.185	8	1.305	1
	Javni prihodi	4	-0.573	5	-0.544	5
	Javni dug	0	3.333	1	3.261	1
<b>Austrija</b>	Fisk. def.	0	0.846	1	2.060	1
	Javna potrošnja	8	-2.878	8	2.672	7
	Javni prihodi	8	-2.888	8	-0.864	1
	Javni dug	1	0.798	8	2.915	2
<b>Poljska</b>	Fisk. def.	1	-0.146	7	0.161	1
	Javna potrošnja	7	0.247	7	1.258	1
	Javni prihodi	0	0.148	1	2.477	1
	Javni dug	1	-2.924	8	2.765	1

<b>Portugalija</b>	Fisk. def.	<b>1</b>	1.181	<b>1</b>	4.507	<b>2</b>
	Javna potrošnja	<b>1</b>	0.903	<b>1</b>	3.961	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>0</b>	-0.100	<b>1</b>	1.283	<b>1</b>
	Javni dug	<b>1</b>	2.959	<b>1</b>	3.624	<b>2</b>
<b>Rumunija</b>	Fisk. def.	<b>1</b>	1.021	<b>1</b>	1.871	<b>1</b>
	Javna potrošnja	<b>2</b>	-0.168	<b>3</b>	1.673	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>1</b>	-0.851	<b>1</b>	6.045	<b>1</b>
	Javni dug	<b>8</b>	0.339	<b>8</b>	2.988	<b>8</b>
<b>Slovenija</b>	Fisk. def.	<b>7</b>	1.684	<b>8</b>	1.552	<b>7</b>
	Javna potrošnja	<b>7</b>	0.185	<b>8</b>	1.305	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>0</b>	-1.824	<b>1</b>	-0.645	<b>7</b>
	Javni dug	<b>4</b>	3.658	<b>4</b>	3.775	<b>4</b>
<b>Slovačka</b>	Fisk. def.	<b>0</b>	1.442	<b>1</b>	2.937	<b>2</b>
	Javna potrošnja	<b>0</b>	2.004	<b>8</b>	2.246	<b>2</b>
	Javni prihodi	<b>1</b>	-0.231	<b>7</b>	0.834	<b>2</b>
	Javni dug	<b>5</b>	1.657	<b>5</b>	2.515	<b>8</b>
<b>Finska</b>	Fisk. def.	<b>0</b>	1.823	<b>1</b>	1.948	<b>2</b>
	Javna potrošnja	<b>0</b>	1.904	<b>1</b>	1.851	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>6</b>	-0.715	<b>1</b>	-0.700	<b>1</b>
	Javni dug	<b>5</b>	2.690	<b>5</b>	2.796	<b>1</b>
<b>Švetska</b>	Fisk. def.	<b>7</b>	0.154	<b>2</b>	0.751	<b>2</b>
	Javna potrošnja	<b>6</b>	0.158	<b>6</b>	0.711	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>0</b>	-0.997	<b>1</b>	1.937	<b>4</b>
	Javni dug	<b>0</b>	2.725	<b>1</b>	2.559	<b>1</b>
<b>Velika Britanija</b>	Fisk. def.	<b>0</b>	1.198	<b>8</b>	0.948	<b>8</b>
	Javna potrošnja	<b>8</b>	-0.729	<b>8</b>	-1.135	<b>8</b>
	Javni prihodi	<b>7</b>	-0.528	<b>7</b>	0.523	<b>1</b>
	Javni dug	<b>4</b>	3.658	<b>4</b>	3.775	<b>1</b>
<b>Luksemburg</b>	Fisk. def.	<b>1</b>	0.515	<b>3</b>	3.868	<b>1</b>
	Javna potrošnja	<b>1</b>	1.162	<b>1</b>	4.466	<b>1</b>
	Javni prihodi	<b>7</b>	-0.235	<b>1</b>	0.526	<b>1</b>
	Javni dug	<b>7</b>	1.075	<b>7</b>	1.999	<b>1</b>

**Napomena:** MAIC podrazumeva modifikovani Akaike informacijski kriterijum, čije prilagođavanje su izvršili Ng i Perron (2000) godine.

**Izvor:** autorski proračun.

**Tabela 12a** Pesaran-ov test jediničnih korena sa individualnim docnjama

CIPS test $H_0: I(1)$ ; $H_1$ : heterogena $I(0)$	Kriterijum za izbor individualnih docnji	Model sa konstantom				
		Prosečan broj docnji	Nivo promenljivih		Prve difference promenljivih	
			Z( $\bar{t}$ )-statistika	p-vrednost	Z( $\bar{t}$ )-statistika	p-vrednost
Javna potrošnja	Ng-Perron	2.75	5.271	1.000	-3.735	0.000
	Schwarz	2.42	3.297	1.000	-1.693	0.045
	MAIC	2.28	1.403	0.920	-1.822	0.034
Javni dug	Ng-Perron	2.75	7.355	1.000	<b>1.079</b>	<b>0.860</b>
	Schwartz	4.32	11.367	1.000	<b>9.650</b>	<b>1.000</b>
	MAIC	2	5.548	1.000	<b>-1.183</b>	<b>0.119</b>
			<b>Druge diferencije</b>			
	Ng-Perron	2.75	-2.634	0.004		
	Schwartz	4.32	<b>6.750</b>	<b>1.000</b>		
	MAIC	2	-8.166	0.000		
Javni prihodi	Ng-Perron	2.42	7.274	1.000	-1.298	0.097
	Schwartz	2.46	3.131	0.999	-1.514	0.062
	MAIC	1.53	-1.134	0.128	-6.727	0.000
Fiskalni deficit	Ng-Perron	1.85	0.956	0.831	6.260	0.000
	Schwarz	2.53	2.059	0.980	-1.612	0.053
	MAIC	1.78	-0.064	0.475	-3.955	0.000

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 13a** Westerlund test kointegracija (uzročnost: javni prihodi → javna potrošnja)

Test	Vrednost	Z-vrednost	p-vrednost	Robustna p-vrednost (bootstrap)
<b>Javni prihodi → Javna potrošnja</b>				
$H_0$ : nema kointegracije; $H_1$ : kointegrisana je bar jedna jedinica panela (heterogena pretpostavka)				
Gt	-2.539	-4.487	0.000	<b>0.008</b>
Ga	-6.131	0.983	0.837	<b>0.003</b>
$H_0$ : nema kointegracije; $H_1$ : kointegrisane su sve jedinice panela (homogena pretpostavka)				
Pt	-11.709	-4.072	0.000	<b>0.140</b>
Pa	-6.148	-2.285	0.011	<b>0.090</b>
Prosečan broj docnji određen AIK krit.: 0.96				
Prosečan broj leads određen AIK kriterijumom: 1.96				

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 14a** Rezultati metoda ocenjivanja združenih grupa sredina (uzročnost: javni prihodi → javna potrošnja)

Zavisna varijabla: Log. javne potrošnje	Homogena dugoročna veza ( $\theta$ )		Korekcija ravnotežne greške ( $\phi_i$ )		$\Delta LR$		$\mu_i$	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vred.
<b>Združene grupe</b>	<b>0.05118</b>	<b>0.000</b>	<b>-0.3922</b>	<b>0.000</b>	<b>0.0799</b>	<b>0.012</b>	<b>1.3959</b>	<b>0.000</b>

<b>sredine</b>							
Heterogeni koeficijenti po zemljama							
Belgija	-0.2961	0.094	0.2295	0.300	1.0856	0.094	
Bugarska	-0.8593	0.006	-0.008	0.985	2.9484	0.007	
Češka	-0.8384	0.000	0.1736	0.000	2.9524	0.000	
Danska	-0.2933	0.039	0.3741	0.223	1.0890	0.040	
Nemačka	-0.5629	0.000	-0.1060	0.375	2.0329	0.000	
Estonija	-0.3856	0.009	0.1412	0.002	1.3125	0.000	
<b>Irska</b>	<b>-0.2275</b>	<b>0.125</b>	-0.0690	0.427	0.7822	0.128	
<b>Grčka</b>	<b>-0.2176</b>	<b>0.167</b>	0.2345	0.625	0.7904	0.169	
<b>Španija</b>	<b>-0.0235</b>	<b>0.788</b>	-0.1038	0.002	0.0823	0.789	
Francuska	-0.0914	0.056	0.0285	0.888	0.3426	0.552	
Hrvatska	-0.3750	0.027	-0.0341	0.904	1.3469	0.027	
Italija	-0.3850	0.008	0.1932	0.033	1.3958	0.008	
<b>Kipar</b>	<b>-0.2582</b>	<b>0.238</b>	-0.0057	0.775	0.9207	0.224	
Letonija	-0.3665	0.033	0.0657	0.012	1.2589	0.033	
Litvanija	-0.6743	0.003	-0.0023	0.966	2.3416	0.003	
Mađarska	-0.8053	0.000	-0.0437	0.489	2.9451	0.000	
Malta	-0.6912	0.003	-0.0159	0.346	2.4462	0.003	
Holandija	-0.4865	0.000	-0.0410	0.701	1.7299	0.000	
Austrija	-0.5618	0.001	0.1929	0.140	2.0661	0.001	
Poljska	-0.3594	0.051	0.0836	0.074	1.2806	0.051	
<b>Portugalija</b>	<b>-0.1225</b>	<b>0.298</b>	-0.1221	0.103	0.4519	0.284	
Rumunija	-0.2529	0.107	0.0179	0.134	0.8734	0.107	
Slovenija	-0.6560	0.000	0.6682	0.004	2.3582	0.000	
Slovačka	-0.2845	0.097	0.0905	0.137	1.0062	0.097	
Finska	-0.1999	0.086	0.1530	0.536	0.7341	0.087	
Švetska	-0.2797	0.000	0.2022	0.298	1.0336	0.000	
Velika Britanija	-0.1270	0.058	-0.0701	0.221	0.4533	0.155	
Luksemburg	-0.2942	0.099	0.2169	0.037	1.0246	0.099	
<b>Hausman-ov test homogenosti dugoročne ravnotežne veze</b>							
	MG	PMG	MG-PMG				
Dugoročna veza	-0.0313	0.05118	-0.082				
Hausman-ova test statistika	0.26						
p-vrednost	0.6098						
<b>Wald-ov test za dugoročnu ravnotežnu vezu</b>							
$\theta = 0$	$\chi^2 = 14.75$			p-vrednost=0.0001			
<b>ARDL(1,1)</b>							

**Izvor:** autorski proračun.

**Tabele 15a** Rezultati metoda ocenjivanja zasnovanih na grupnim sredinama, proširenim grupnim sredinama i zajedničkim koreliranim efektima (uzročnost: javni prihodi → javna potrošnja)

Zavisna varijabla:	MG		AMG		CCEMG	
	Koef.	p-vred.	Koef.	p-vrednost	Koef.	p-vrednost
Log. javne potrošnje						
Log. javnih prihoda	0.2330	0.000	0.1875	0.000	0.1941	0.000

Zajednički din. Faktor			0.9611	0.000		
Prosek javne potrošnje					0.9664	0.000
Prosek javnih prihoda					-0.093	0.008
Konstanta	2.649	0.000	0.2305	0.000	-0.041	0.712
<b>Heterogeni koeficijenti po zemljama za logaritama javnih prihoda</b>						
<b>Belgija</b>	<b>0.446</b>	<b>0.005</b>	<b>0.3361</b>	<b>0.000</b>	<b>0.3140</b>	<b>0.000</b>
Bugarska	0.0522	0.019	0.0808	0.000	0.0980	0.000
Češka	0.1631	0.033	0.1408	0.065	0.1756	0.014
<b>Danska</b>	<b>0.5932</b>	<b>0.160</b>	<b>0.4406</b>	<b>0.034</b>	<b>0.7099</b>	<b>0.001</b>
Nemačka	0.2486	0.083	0.1983	0.182	0.2021	0.086
Estonija	0.1616	0.001	0.0032	0.946	-0.0198	0.715
Irska	-0.0975	0.260	-0.0447	0.390	-0.0453	0.387
Grčka	0.0551	0.184	-0.0247	0.397	0.0012	0.967
Španija	-0.2333	0.000	0.0198	0.733	-0.0071	0.895
<b>Francuska</b>	<b>0.4730</b>	<b>0.000</b>	<b>0.3225</b>	<b>0.000</b>	<b>0.2801</b>	<b>0.005</b>
Hrvatska	-0.2911	0.007	-0.2932	0.008	-0.2127	0.047
Italija	0.2787	0.000	0.1132	0.066	0.1382	0.067
Kipar	0.0670	0.000	0.0680	0.000	0.0660	0.000
Letonija	0.0757	0.000	0.0487	0.056	0.0418	0.123
Litvanija	0.1249	0.000	0.1141	0.001	0.1196	0.000
Mađarska	0.0564	0.328	0.0039	0.958	0.0280	0.754
Malta	0.0157	0.210	0.0165	0.195	0.0188	0.218
Holandija	0.2970	0.040	0.1312	0.125	0.1473	0.094
<b>Austrija</b>	<b>0.3853</b>	<b>0.010</b>	<b>0.2969</b>	<b>0.025</b>	<b>0.2279</b>	<b>0.085</b>
Poljska	0.1603	0.000	0.1835	0.000	0.1255	0.000
Portugalija	0.2313	0.000	0.2181	0.000	0.2303	0.000
Rumunija	0.0444	0.006	0.0545	0.000	0.0722	0.001
<b>Slovenija</b>	<b>0.7736</b>	<b>0.000</b>	<b>0.6322</b>	<b>0.000</b>	<b>0.5694</b>	<b>0.000</b>
Slovačka	0.1963	0.000	0.1919	0.000	0.1817	0.000
<b>Finska</b>	<b>1.2141</b>	<b>0.000</b>	<b>0.8416</b>	<b>0.000</b>	<b>0.8425</b>	<b>0.000</b>
<b>Švetska</b>	<b>0.6801</b>	<b>0.000</b>	<b>0.8070</b>	<b>0.000</b>	<b>0.7563</b>	<b>0.000</b>
Velika Britanija	0.1681	0.077	0.2791	0.000	0.2954	0.000
Luksemburg	0.2951	0.023	0.0792	0.541	0.0758	0.570
<b>RMSE</b>	<b>0.0608</b>		<b>0.0447</b>		<b>0.0420</b>	
<b>Pesaran CIPS test primenjen na rezidualima</b>						
0 docnji	-6.111	0.000	-6.973	0.000	-9.370	0.000
1 docnja	-2.955	0.002	-4.346	0.000	-7.081	0.000
2 docnje	-0.780	0.217	-2.148	0.016	-3.642	0.000
<b>Pesaran CD test zavisnosti podataka uporednih preseka</b>						
0.235						

**Izvor:** autorski proračun.

**Tabela 16a** CD-test zavisnosti uporednih podataka

$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = 0, i \neq j$ $H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0, i \neq j$	Test zavisnosnosti uporednih podataka			
	CD-test	p-vrednost	Korelacija	Aps. (korelacija)
Smrtnost novorođenčadi ( <i>M</i> )	78.51	0.000	0.974	0.974
Udeo visoko obrazovanih u ukupnoj populaciji ( <i>TE</i> )	38.79	0.000	0.482	0.601
Džini koeficijent ( <i>Gini</i> )	8.30	0.000	0.095	0.417
Zdravstvo per capita ( <i>H</i> )	62.76	0.000	0.760	0.830
Obrazovanje per capita ( <i>E</i> )	65.20	0.000	0.796	0.804
Socijalno osiguranje per capita ( <i>S</i> )	67.78	0.000	0.831	0.842

Izvor: autorski proračun.

**Tabela 17a** Pesaranov test jediničnih korena

CADF i CIPS test $H_0: I(1)$ ; $H_1$ : heterogena $I(0)$	Docnje	Model sa konstantom		Model sa konstantom i trendom	
		Nivo promenljive		Nivo promenljive	
		$Z(\bar{t})$ -statistika (CIPS)	p-vrednost	$Z(\bar{t})$ -statistika (CIPS)	p-vrednost
Smrtnost novorođenčadi	0	<b>-2.848</b>	<b>0.002</b>	<b>-1.259</b>	<b>0.104</b>
	1	<b>-0.343</b>	<b>0.343</b>	<b>1.932</b>	<b>0.973</b>
	2	-0.146	0.442	2.068	0.981
Udeo visoko obrazovanih u ukupnoj pop.	0	-2.061	0.020	0.363	0.642
	1	-0.184	0.427	0.773	0.780
	2	1.591	0.944	2.373	0.991
Džini koeficijent	0	-1.841	0.033	-1.858	0.032
	1	-0.992	0.160	-2.077	0.019
	2	-1.661	0.952	2.131	0.983
Zdravstvo per capita	0	0.482	0.685	0.444	0.672
	1	-0.365	0.357	-0.040	0.484
Socijalno osiguranje per capita	0	5.871	1.000	2.897	0.998
	1	5.44	1.000	0.423	0.664
Obrazovanje per capita	0	0.003	0.501	1.076	0.859
	1	-1.288	0.099	1.440	0.925

Izvor: autorski proračun.



## SPISAK ŠEMA

Šema 1.1 (Ne)efikasnost: tržišta vs. država	21
Šema 1.2 Dualitet tržišta – država	31
Šema 1.3 Postupak u analizi politika javne potrošnje	35
Šema 1.4 Sistem tekućeg finansiranja vs. sistem potpune kapitalizacije	40
Šema 1.5 Izazovi i implikacije penzijskog sistema	42
Šema 1.6 Prikaz fiskalne (ne)održivosti na osnovu testova jediničnih korena i kointegracije	76
Šema 4.1 Ukupne performanse javnog sektora	253

## SPISAK GRAFIKA

Grafik 1.1 Pareto efikasnost kombinacije proizvoda	18
Grafik 1.2 Negativni eksterni efekti	24
Grafik 1.3 Prirodni monopol	26
Grafik 1.4 Intertemporalno budžetsko ograničenje i istiskivanje private štednje penzijskim osiguranjem	44
Grafik 1.5 Javna vs. privatna dobra / siromašni vs. bogati pojedinci	48
Grafik 1.6 Elastičnosti tražnje za zdravstvenim uslugama i gubici u slučaju državnog obezbeđenja	53

## SPISAK TABELA

<b>Tabela 1.1</b> Pregled empirijskih radova na temu fiskalne održivosti (prikazano hronološki i po metodama)	15
<b>Tabela 1.2</b> Paralela između specifičnosti privatnih i javnih dobara pri uspostavljanju Pareto-efikasnosti	22
<b>Tabela 1.3</b> Uzroci i posledice državnih intervencija u penzijskom sistemu	37
<b>Tabela 1.4</b> Faktori koji određuju brzinu rasta izdataka za zdravstvo	54
<b>Tabela 1.5</b> Retrospektiva: nesavršenosti tržišta vs. politike javne potrošnje	62
<b>Tabela 1.6</b> Veličina javnog duga i uslovi za stabilizaciju	64
<b>Tabela 1.7</b> Tok vs. stok-tok modeli / kointegracija vs. multikointegracija	81
<b>Tabela 1.8</b> Evolucija uslova održivosti u savremenoj literaturi	82
<b>Tabela 2.1</b> Sprovedene reforme i indikatori penzijskog sistema u starim članicama EU	92
<b>Tabela 2.2</b> Struktura potrošnje za zdravstvo i uspešnost politike zdravstva u starim članicama EU	97
<b>Tabela 2.3</b> Procenat stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem u starim članicama EU u 2014. godini	102
<b>Tabela 2.4</b> Sprovedene reforme i indikatori penzijskog osiguranja u odabranim ekonomijama emergentne Evrope	104
<b>Tabela 2.5</b> Struktura potrošnje za zdravstvo i uspešnost politike zdravstva u emergentnim ekonomijama EU	109
<b>Tabela 2.6</b> Procenat stanovništva sa završenim visokim obrazovanjem u emergentnim ekonomija Evrope u 2014. Godini	112
<b>Tabela 2.7</b> Struktura javne potrošnje i parametri uspešnosti politika	115
<b>Tabela 3.1</b> Distinkcija između makro i klasičnih (mikro) panela	119
<b>Tabela 3.2</b> Uslovi za upotrebu makro panela prema dimenziji $N$ i $T$	120
<b>Tabela 3.3</b> Pretpostavke u modelu sa shohastičkim individualnim i vremenskim efektima	132
<b>Tabela 3.4</b> Komparacija testova jedničnih korena u (ne)zavisnim panelima	153
<b>Tabela 3.5</b> Komparacija testova kointegracije i multikointegracije	168
<b>Tabela 3.6</b> Metode ocenjivanja koje obuhvataju homogene/heterogene regresione parametre i homogeno/heterogeno faktorsko opterećenje	174

<b>Tabela 4.1</b> Deskriptivne statistike za ključne varijable (u % BDP)	188
<b>Tabela 4.2</b> Testiranje varijabilnosti po zemljama i kroz vreme	190
<b>Tabela 4.3</b> CD test zavisnosti između uporednih podataka	191
<b>Tabela 4.4</b> Pesaran-ov test jediničnih korena	193
<b>Tabela 4.5</b> Pesaran-ov test jediničnih korena za prvu diferencu varijabli	194
<b>Tabela 4.6</b> Kao test kointegracije između javnih prihoda i javne potrošnje	196
<b>Tabela 4.7</b> Uzročnost na nivou panela	198
<b>Tabela 4.8</b> Pedroni test kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda	198
<b>Tabela 4.9</b> Westerlund-ov test kointegracije	199
<b>Tabela 4.10</b> Homogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina	201
<b>Tabela 4.11</b> Heterogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina	202
<b>Tabela 4.12</b> Metod združenih grupnih sredina – Evropska Unija 15	207
<b>Tabela 4.13</b> Granger-ov test uzročnosti na nivou panela i po zemljama (1990-2014)	209
<b>Tabela 4.14</b> Pedroni test kointegracije između javne potrošnje i javnih prihoda (1990-2014)	210
<b>Tabela 4.15</b> Westerlund-ov test kointegracije (1990-2014)	211
<b>Tabela 4.16</b> Homogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina za EU-15 u periodu 1990-2014	212
<b>Tabela 4.17</b> Heterogeni koeficijenti modela sa korekcijom ravnotežne greške dobijeni primenom metoda grupnih sredina i metoda združenih grupnih sredina za EU-15 u periodu 1990-2014	213
<b>Tabela 4.18</b> Ocena modela toka metodom zajedničkih korelisanih efekata grupnih sredina i proširenih grupnih sredina	216
<b>Tabela 4.19</b> Pesaran-ov test jediničnih korena kumulisanih promenljivih	219
<b>Tabela 4.20</b> Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina)	220
<b>Tabela 4.21</b> Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina) za EU-15 u periodu 1995-2014	225
<b>Tabela 4.22</b> Rezultati testiranja multikointegracije (metodom proširenih grupnih sredina) za EU-15 u periodu 1990-2014	227
<b>Tabela 4.23</b> Analiza stacionarnosti reziduala iz multikointegracione analize	

po zemljama	229
<b>Tabela 4.24</b> Pregled osnovnih zaključaka modela toka i modela stok-tok po zemljama za panel EU-28 i 1995-2014	230
<b>Tabela 4.25</b> Pregled osnovnih zaključaka modela toka i modela stok-tok po zemljama za panel EU-15 i 1990-2014	232
<b>Tabela 4.26</b> Ocena fiskalne održivosti metodom združenih grupnih sredina za zemlje EU i zemlje Zapadnog Balkana u periodu 1995-2014	234
<b>Tabela 4.27</b> F testovi za proveru varijabilnosti po zemljama	239
<b>Tabela 4.28</b> F testovi za proveru varijabilnosti kroz vreme	239
<b>Tabela 4.29</b> CD test zavisnosti između uporednih podataka	240
<b>Tabela 4.30</b> Pesaran-ov test jediničnih korena	241
<b>Tabela 4.31</b> Determinante fiskalnog deficita i uticaj politika javne potrošnje	242
<b>Tabela 4.32</b> Interakcije politika javne potrošnje i grupe zemalja sa neodrživom fiskalnom politikom	245
<b>Tabela 4.33</b> Ocena modela determinanti fiskalnog deficita metodom proširenih grupnih sredina	248
<b>Tabela 4.34</b> Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za socijalno osiguranje u EU-28 u periodu 1995-2014	255
<b>Tabela 4.35</b> Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za socijalno osiguranje u članicama EU-28 u periodu 1995-2014	256
<b>Tabela 4.36</b> Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014	259
<b>Tabela 4.37</b> Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u članicama EU-28 u periodu 1995-2014	260
<b>Tabela 4.38</b> Homogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014	263
<b>Tabela 4.39</b> Heterogeni koeficijenti u modelu efikasnosti izdataka za zdravstvo u EU-28 u periodu 1995-2014	264

## SPISAK SLIKA

<b>Slika 2.1</b> Javna potrošnja i javni prihodi u članicama EU u period 1995-2014	84
<b>Slika 2.2</b> Prosečna javna potrošnja i javni dug u periodu 1995-2014 po zemljama	85
<b>Slika 2.3</b> Struktura javne potrošnje za prosek članica EU u 1995. i 2014. godini	87
<b>Slika 2.4</b> Kretanje prosečnih izdataka za socijalno i penzijsko osiguranje za članice EU u periodu 1995-2014	89
<b>Slika 2.5</b> Udeo javne i privatne potrošnje za zdravstvo u BDP u 1995. godini u EU-28	94
<b>Slika 2.6</b> Udeo javne i privatne potrošnje za zdravstvo u BDP u 2014. godini u EU-28	95
<b>Slika 2.7</b> Per capita javna potrošnja za zdravstvo u 1995, 2005 i 2014. godini u starim članicama EU	96
<b>Slika 2.8</b> Udeo javnih izdataka za obrazovanje u BDP u starim članicama EU	100
<b>Slika 2.9</b> Jedinični troškovi po đaku/student za tri nivoa obrazovanja u starim članicama EU	101
<b>Slika 2.10</b> Prosečna javna potrošnja i javni prihodi u emergentnim ekonomija Evrope u periodu 1995-2014	103
<b>Slika 2.11</b> Komparacija dinamike rasta udela javne potrošnje za zdravstvo u BDP u starim članicama EU i emergentnim ekonomija EU u period 1995-2014	107
<b>Slika 2.12</b> Per capita javna potrošnja za zdravstvo u 1995, 2005 i 2014. godini u odabranim emergentnim ekonomija EU	108
<b>Slika 2.13</b> Udeo javne potrošnje za obrazovanje u BDP u 2000, 2005 i 2010. godini u emergentnim ekonomija Evrope	110
<b>Slika 2.14</b> Jedinični troškovi po đaku/student za tri nivoa obrazovanja u emergentnim ekonomija EU	112
<b>Slika 2.15</b> Javna potrošnja i javni prihodi u zemljama Zapadnog Balkana u periodu 2000-2008	114
<b>Slika 2.16</b> Kretanje udela javne potrošnje (i njene strukture) i udela javnih prihoda u BDP u periodu 2000-2010 u Srbiji	116
<b>Slika 4.1</b> Javni dug, javna potrošnja i javni prihodi u periodu od 1995. do 2014. godine za prosek ekonomija EU	189

## SPISAK SIMBOLA

Simbol	Opis
$P_x$	Cena proizvoda ili inputa X (price)
$P_y$	Cena proizvoda ili inputa Y (price)
$MRTS$	Granična stopa tehničke supstitucije (marginal rate of technical substitution)
$MRS$	Granična stopa supstitucije (marginal rate of substitution)
$MRT$	Granična stopa transformacije (marginal rate of transformation)
$I$	Kriva indiferencije (indifference curve)
$MR$	Granični prihod (marginal revenue)
$MC$	Granični trošak (marginal cost)
$MSC$	Granični društveni trošak (marginal social cost)
$MD$	Granična šteta (marginal damage)
$AC$	Prosečni trošak (average cost)
$AR$	Prosečni prihod (average revenue)
$N_e$	Broj zaposlenih (number of employes)
$W$	Zarade (wages)
$AP$	Prosečne penzije (average pensions)
$N_e$	Broj penzionera (number of pensioners)
$G$	Državna potrošnja (Government expensiture)
$E$	Tačka ravnoteže (equilibrium)
$M$	Količina emitovanog primarnog novca(money)
$D$	Javni dug u apsolutnim iznosima (public debt)
$T$	Javni prihodi (porezi u apsolutnom iznosu (taxes)
$BDP$	Bruto domaći prizvod
$D$	Udeo javnog duga u BDP (public debt share in GDP)
$T$	Udeo javnih prihoda u BDP (taxes share in GDP)
$G$	Udeo javne potrošnje u BDP (Government expenditure share in GDP)
$R$	Realna kamatna stopa (real interest rate)
$M$	Količina primarnog novca u BDP korigovana za rastom cena (money)
$Y$	Realna stopa privrednog rasta
$P$	Udeo primarnog deficita u BDP (primary deficit)
$I$	Nominalna kamatna stopa
$Def$	Udeo fiskalnog deficita u BDP
$g_t^*$	Udeo javne potrošnje i izdataka za kamate na javni dug u BDP
$\mu$	Individualni efekti
$\lambda$	Vremenski efekti
$u_i$	Slučajna greška
$S_t$	Kumulisana vrednost slučajne greške
$B$	Kointegracioni parameter
$\alpha$	Konstanta
$\beta$	Regresioni koeficijent
$b$	Kointegracioni parameter
$\delta$	Koeficijent prilagođavanja dugoročnoj ravnotežnoj vezi
$f$	Neidentifikovani faktori
$\gamma$	Faktorsko opterećenje

Izvor: autorski prikaz.

## Biografija

Olgica Glavaški (Ivančev) je rođena 02.05.1984. godine u Bečeju. Diplomirala je na Ekonomskom fakultetu u Subotici 2007. godine sa prosečnom ocenom 9,87. Iste godine je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu upisala master studije, studijski program Kvantitativna analiza, model Ekonometrija. U 2008. godini je položila sve ispite sa prosečnom ocenom 9,5 i odbranila master rad na temu *Ispitivanje važenja Filipsove krive u zemljama u tranziciji primenom modela panela*. Za postignut uspeh tokom studija, dobila je veći broj nagrada i stipendija.

Doktorske studije na Ekonomskom fakultetu u Beogradu je upisala školske 2008/2009. godine, na moduli Ekonomija, sa užim predmetom istraživanja *Ekonometrijsko modeliranje javne potrošnje*. U dosadašnjem toku studija, položila je sve ispite, prijavila doktorsku tezu pod nazivom *Ekonometrijsko modeliranje efikasnosti i održivosti javne potrošnje u evropskim zemljama* i odbranila dva doktorska kolokvijuma.

Na Ekonomskom fakultetu u Subotici, zaposlena je u nastavi od 2007. godine, u zvanje saradnika u nastavi, a zatim od 2009. u zvanje asistenta, a vežbe izvodi u okviru departmana za Evropsku i međunarodnu ekonomiju i biznis. Od 2010. godine je asistent glavnog urednika na međunarodnom časopisu *Panoeconomicus* i član Saveza ekonomista Vojvodine. U koautorstvu i samostalno, pripremila je više naučnih i stručnih radova iz oblasti ekonomije i ekonometrije (od kojih je tri objavljeno u časopisima listiranim na SSCI listi), i učestvovala na konferencijama u zemlji i inostranstvu.

Прилог 1.

## Изјава о ауторству

Потписани-а Олгаца Плавачки

Број индекса или пријаве докторске дисертације 2008/02

### Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом:

ЕКОНОМЕТРИЈСКО МОДЕЛИРАЊЕ ЕФИКАСНОСТИ И ОДРЖИВОСТИ  
ЈАВНЕ ПОТРОШЊЕ У ЕВРОПСКИМ ЗЕМЉАМА

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена докторска 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/ла интелектуалну својину других лица.

Потпис докторанда

У Београду, 20.03.2016.

Плавачки



Прилог 2.

## Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторске дисертације

Име и презиме аутора Олгица Плавачки  
Број индекса или пријаве докторске дисертације 2008/02  
Студијски програм Економија  
Наслов докторске дисертације ЕКОНОМЕТРИКСКО МОДЕЛИРАЊЕ ЕФИКАСНОСТИ И  
ОГРАНИЧЕНОСТИ ЈАВНЕ ПОТРОШЊЕ У ЕВРОПСКИМ ЗЕМЉАМА  
Ментор Проф. др Радмила Драгичић Митровић

Потписани/а Олгица Плавачки

Изјављујем да је штампана верзија моје докторске дисертације 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.

У Београду, 20.03.2016.

Потпис докторанда

Плавачки

Прилог 3.

## Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

ЕКОНОМЕТРИЈСКО МОДЕЛИРАЊЕ ЕФЕКТА СНОСТИ И ОДРЖИВОСТИ  
ЈАВНЕ ПОТРОШЊЕ У ЕВРОПСКИМ ЗЕМЉАМА

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 крају).

У Београду, 20. 01. 2016 .

Потпис докторанда

Радослав Милошевић