

# VEKTORSKI AUTOREGRESIJSKI PANEL U ANALIZI NEUSKLAĐENOSTI REALNIH TEČAJEVA ČLANICA EKONOMSKE I MONETARNE UNIJE

---

Šitum, Antoni

Professional thesis / Završni specijalistički

2021

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Economics and Business / Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:148:676687>

Rights / Prava: [Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 Unported / Imenovanje-Nekomercijalno-Dijeli pod istim uvjetima 3.0](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2025-02-08**



Repository / Repozitorij:

[REPEFZG - Digital Repository - Faculty of Economics & Business Zagreb](#)



**SVEUČILIŠTE U ZAGREBU**

**EKONOMSKI FAKULTET**

**ANTONI ŠITUM**

**VEKTORSKI AUTOREGRESIJSKI PANEL U ANALIZI  
NEUSKLAĐENOSTI REALNIH TEČAJEVA ČLANICA  
EKONOMSKE I MONETARNE UNIJE**

**POSLIJEDIPLOMSKI SPECIJALISTIČKI RAD**

**ZAGREB, 2021.**

## PODACI I INFORMACIJE O STUDENTU POSLIJEDIPLOMSKOG STUDIJA

Prezime i ime \_\_\_\_\_ Šitum Antoni \_\_\_\_\_

Datum i mjesto rođenja \_\_\_\_\_ 25.02.1992., Split \_\_\_\_\_

Naziv završenog fakulteta i godina diplomiranja \_\_\_\_\_ Sveučilište u Zagrebu,  
Ekonomski fakultet, 2021.

## PODACI O POSLIJEDIPLOMSKOM SPECIJALISTIČKOM RADU

1. Vrsta studija:           specijalistički
2. Naziv studija \_\_\_\_\_ Statističke metode za ekonomske analize i prognoziranje
3. Naslov rada \_\_\_\_\_ Vektorski autoregresijski panel u analizi neusklađenosti  
realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije \_\_\_\_\_
4. UDK (popunjava knjižnica): \_\_\_\_\_
5. Fakultet na kojem je rad obranjen\_ Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski  
fakultet

## POVJERENSTVA, OCJENA I OBRANA RADA

1. Datum prihvaćanja teme \_\_\_\_\_ 27.10.2020. \_\_\_\_\_
2. Mentor: \_\_\_\_\_ Izv. prof. dr. sc. Josip Arnerić \_\_\_\_\_
3. Povjerenstvo za ocjenu rada
  1. Prof. dr. sc. Nataša Erjavec
  2. Izv. prof. dr. sc. Josip Arnerić
  3. Prof. dr. sc. Mario Pečarić
4. Povjerenstvo za obranu rada:
  1. Prof. dr. sc. Nataša Erjavec
  2. Izv. prof. dr. sc. Josip Arnerić
  3. Prof. dr. sc. Mario Pečarić
5. Datum obrane rada: \_\_\_\_\_ 09.03.2021. \_\_\_\_\_

**SVEUČILIŠTE U ZAGREBU**

**EKONOMSKI FAKULTET**

**ANTONI ŠITUM**

**VEKTORSKI AUTOREGRESIJSKI PANEL U ANALIZI  
NEUSKLAĐENOSTI REALNIH TEČAJEVA ČLANICA  
EKONOMSKE I MONETARNE UNIJE**

**POSLIJEDIPLOMSKI SPECIJALISTIČKI RAD**

**ZAGREB, 2021.**

Antoni Šitum

## IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je **poslijediplomski specijalistički rad** isključivo rezultat mog vlastitog rada koji se temelji na mojim istraživanjima i oslanja se na objavljenu literaturu, a što pokazuju korištene bilješke i bibliografija. Izjavljujem da nijedan dio rada nije napisan na nedozvoljen način, odnosno da je prepisan iz necitiranog rada, te da nijedan dio rada ne krši bilo čija autorska prava. Izjavljujem, također, da nijedan dio rada nije iskorišten za bilo koji drugi rad u bilo kojoj drugoj visokoškolskoj, znanstvenoj ili obrazovnoj ustanovi.

Student:

U Zagrebu, 11. siječanj 2021.

Antoni Šitum



*Neizmjerno hvala mojoj dragoj obitelji na iskrenoj ljubavi i podršci, mentoru Izv. prof. dr. sc. Josipu Arneriću na bezrezervnoj pomoći u svakom trenutku studija i izrade specijalističkog rada i dragom Bogu najveća hvala na divnim ljudima koji su me pratili i podržavali tijekom studija i što mi je dao priliku baviti se onim što najviše volim.*

## **SADRŽAJ**

<b>1. UVOD</b> .....	<b>1</b>
1.1. Predmet istraživanja .....	1
1.2. Svrha i ciljevi istraživanja .....	1
1.3. Metode istraživanja .....	2
1.4. Doprinos istraživanja .....	2
<b>2. PRILAGODAVANJE REALNIH TEČAJEVA ČLANICA EKONOMSKE I MONETARNE UNIJE</b> .....	<b>3</b>
2.1. Pojam i značaj realnog tečaja .....	3
2.2. Neusklađenost realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije .....	6
2.3. Mehanizmi prilagođavanja realnog tečaja i makroekonomskih te financijskih varijabli .....	14
2.4. Kritički osvrt na dosadašnja istraživanja i rezultate .....	31
<b>3. VEKTORSKI AUTOREGRESIJSKI PANEL MODEL</b> .....	<b>34</b>
3.1. Specifikacija vektorskog autoregresijskog panel modela (PVAR) te njegove prednosti i nedostaci .....	34
3.2. GMM procjenitelj u prvim diferencijama .....	37
3.3. GMM sistemski procjenitelj .....	52
<b>4. EMPIRIJSKI REZULTATI</b> .....	<b>55</b>
4.1. Uzorak podataka i deskriptivna statistika .....	55
4.2. Procjena PVAR modela .....	57
4.3. Interpretacija rezultata .....	72
4.4. Usporedba rezultata između članica Ekonomske i monetarne unije te Europske unije .....	78
4.5. Dijagnostička provjera .....	83
4.6. Ograničenja istraživanja i smjernice za buduća istraživanja .....	85
<b>5. ZAKLJUČAK</b> .....	<b>87</b>
<b>LITERATURA</b> .....	<b>88</b>
<b>POPIS TABLICA</b> .....	<b>92</b>
<b>POPIS GRAFIKONA</b> .....	<b>94</b>
<b>POPIS SLIKA</b> .....	<b>96</b>
<b>SAŽETAK I KLJUČNE RIJEČI</b> .....	<b>97</b>
<b>SUMMARY AND KEY WORDS</b> .....	<b>97</b>
<b>ŽIVOTOPIS</b> .....	<b>98</b>

# 1. UVOD

## 1.1. Predmet istraživanja

Predmet istraživanja ovog rada je neusklađenost realnih tečajeva (engl. *real exchange rates misalignment*) članica Ekonomske i monetarne unije (EMU). U uvjetima liberalizacije kapitalnih tijekova, fiksnih valutnih tečajeva i zajedničke valute, kretanje realnih tečajeva članica EMU-a, odnosno njihovih međusobnih neusklađenosti, jedan je od glavnih uzroka različitih stopa rasta članica EMU-a.

Kako bi se odredile ključne determinante neusklađenosti realnih tečajeva kao i njihov utjecaj na odabrane makroekonomske i financijske varijable u konkretnom će se slučaju primijeniti vektorski autoregresijski panel model (PVAR). Detekcijom ključnih determinanti, odnosno uzroka neusklađenosti realnih tečajeva odredili bi se najefikasniji kanali utjecaja na realne tečajeve u cilju predlaganja konkretnih mjera koje bi omogućile postizanje prilagodbe realnih tečajeva zemalja članica EMU koja bi vodila željenoj konvergenciji gospodarskih kretanja navedenih zemalja.

## 1.2. Svrha i ciljevi istraživanja

Osnovna svrha istraživanja u okviru ovog poslijediplomskog specijalističkog rada je predložiti kanale kojima se vrši prilagođavanje realnih tečajeva prema ravnotežnim tečajevima članica EMU radi postizanja vanjske i unutarnje ravnoteže u uvjetima fiksnog tečaja i zajedničke valute.

Posljedično tome, ciljevi ovog poslijediplomskog specijalističkog rada su:

- Objasniti značaj realnog deviznog tečaja u ekonomskim integracijama
- Opisati i analizirati pretpostavljene teorijske mehanizme utjecaja između izabranih varijabli
- Specificirati i procijeniti adekvatan vektorski autoregresijski panel model (PVAR) neusklađenosti realnih tečajeva te makroekonomskih i financijskih varijabli
- Metodološki opravdati upotrebu PVAR modela te utvrditi njegovu adekvatnost u konkretnom slučaju primjene na osnovu izabranog procjenitelja i dijagnostičkih testova
- Identificirati najvažnije kanale utjecaja u kontekstu strukturiranja adekvatnih politika



### **1.3. Metode istraživanja**

U svrhu ostvarivanja postavljenih ciljeva koristit će se vektorski autoregresijski panel model i to stacionarni PVAR model s fiksnim efektima. U tom kontekstu će se provjeravati stacionarnost varijabli te heterogenost članica EMU. Model će biti procijenjen pomoću generalizirane metode momenata GMM (engl. *Generalized Method of Moments*), pri čemu postoje dva procjenitelja, GMM u prvim diferencijama i sistemski GMM procjenitelj.

### **1.4. Doprinos istraživanja**

Stručni doprinos rada ogleda se u primjeni panel metodologije za procjenu vektorskog autoregresijskog modela te odabiru prikladnog PVAR-a kojim se mogu konzistentno procijeniti uzroci neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, koji ujedno dovode do njihove ekonomske i gospodarske divergencije. Adekvatnom specifikacijom i procjenom spomenutog PVAR modela te interpretacijom rezultata u okviru ortogonalne funkcije impulsnog odziva i dekompozicije varijance prognostičke pogreške, moći će se identificirati najvažniji kanali utjecaja u kontekstu strukturiranja adekvatnih politika koje bi otklonile navedene neusklađenosti u cilju postizanja konvergencije zemalja članica EMU.

## **2. PRILAGODAVANJE REALNIH TEČAJEVA ČLANICA EKONOMSKE I MONETARNE UNIJE**

Ekonomski i monetarna integracija prvenstveno se ostvaruje liberalizacijom kapitalnih tijekova koja izaziva posebnu pozornost u uvjetima fiksiranja valutnih tečajeva ili pak preuzimanja zajedničke valute, pri čemu se usklađivanje platnih bilanci više ne može vršiti promjenom nominalnog tečaja već realnog tečaja. Stoga se u literaturi o ekonomskim integracijama osobita pažnja poklanja determinantama neusklađenosti realnog tečaja i njegovom utjecaju na gospodarski rast i konkurentnost zemalja. Mnogi autori (Coudert et al., 2013; Comunale, 2015a) utvrdili su da je među članicama EMU prisutna neusklađenost realnih tečajeva koja uzrokuje različite stope rasta koje za posljedicu imaju međusobnu divergenciju članica EMU, umjesto željene konvergencije. U tom je pogledu potrebno definirati te istaknuti važnost realnih tečajeva, njihovu neusklađenost i među članicama EMU utvrditi značajne mehanizme prilagođavanja realnog tečaja te makroekonomskih i financijskih varijabli.

### **2.1. Pojam i značaj realnog tečaja**

U predmetnom potpoglavlju objasniti će se osnovne značajke realnog tečaja te će se utvrditi teorijski odnos između realnog tečaja, inflacije i produktivnosti gospodarstva. Iako su najvažnije varijable u makroekonomskim kretanjima kamatne stope, stope dobiti, nadnice i inflacija, Pereira (2008) ističe da niti jedna od spomenutih varijabli nema tako snažan učinak na rast i stabilnost ekonomije od tečaja.

Prethodno definiciji realnog tečaja potrebno je definirati nominalni devizni tečaj koji izražava cijenu jedinice strane valute izraženu brojem novčanih jedinica domaće valute (Marić, 2012), odnosno nominalni devizni tečaj pokazuje cijenu inozemnih dobara izraženih u domaćoj valuti ili domaćih dobara u inozemnoj valuti. Nominalnim deviznim tečajem vrši se usporedba cijene valuta, ali ne i odnosa međusobnih kupovnih moći te stoga nominalni devizni tečaj ne odražava razinu međunarodne konkurentnosti zemalja čije se valute uspoređuju.

Budući da inflacija obezvrjeđuje vrijednost novca te smanjuje njegovu kupovnu moć, u svrhu uvida u realnu kupovnu moć novca i konkurentnost određenog gospodarstva koristi se realni devizni tečaj. U tom smislu, realni devizni tečaj označava nominalni devizni tečaj korigiran odnosom cijena u inozemstvu i tuzemstvu, a konstruira se množenjem nominalnog tečaja indeksom razine cijena u inozemstvu i dijeljenjem indeksom razine cijena u tuzemstvu:

$$RER = NER \times \left(\frac{P_f}{P_d}\right), \quad (1)$$

pri čemu je:

*RER* – realni devizni tečaj (engl. *real exchange rate*)

*NER* – nominalni devizni tečaj (engl. *nominal exchange rate*)

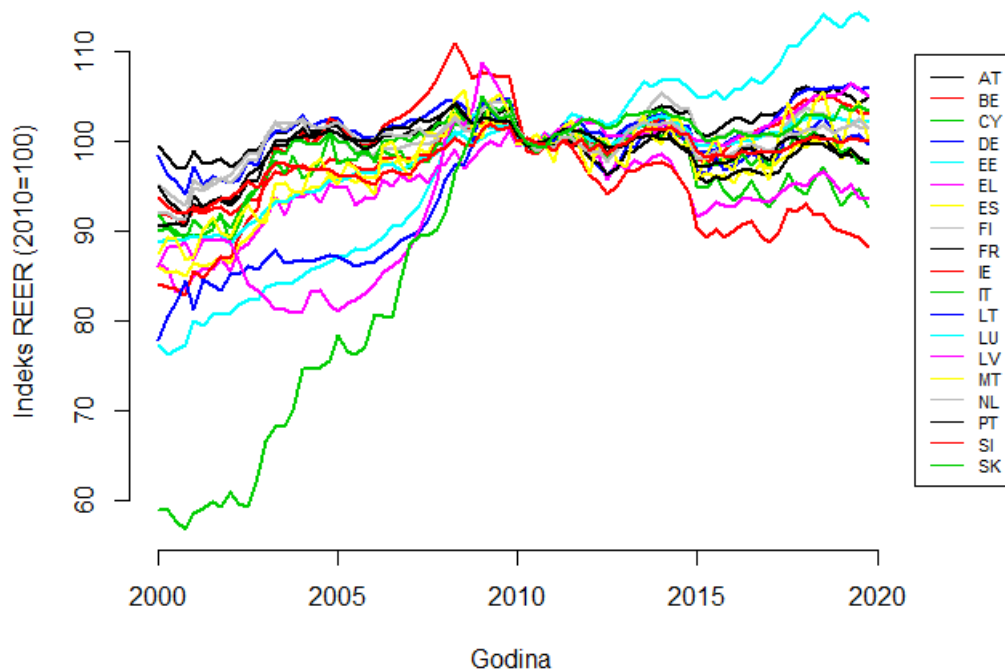
*P<sub>f</sub>* – skupni indeks cijena u inozemstvu (engl. *foreign aggregate price index*)

*P<sub>d</sub>* – indeks razine cijena u tuzemstvu (engl. *domestic aggregate price index*).

Pri izračunu realnog tečaja moguće je odabrati nekoliko referentnih indeksa cijena poput indeksa potrošačkih cijena (engl. Consumer price indeks; CPI), deflatora BDP-a, indeksa cijena trgovinskih dobara, itd. (Ćubelić, 2020). Indeksom cijena vrši se usporedba cijene u tekućem razdoblju u odnosu na odabrano bazno razdoblje. Promjena realnog deviznog tečaja također odražava promjenu međunarodne konkurentske pozicije zemlje prema inozemstvu. Ukoliko realni tečaj prikazuje relativni odnos cijena između dvije zemlje riječ je o bilateralnom realnom tečaju, dok se u slučaju relativnog odnosa cijena između više zemalja izračunava realni efektivni devizni tečaj (engl. Real effective exchange rate, REER).

Realni efektivni devizni tečaj označava ponderirani tečaj jedne valute prema skupini ili košarici drugih valuta (najčešće valuta glavnih vanjskotrgovinskih partnera), a svakoj pojedinačnoj valuti iz košarice dodjeljuje se ponder koji odražava njen relativni značaj (Marić, 2012).

**Grafikon 1 Kretanje indeksa REER članica EMU od 2000. do 2020. Godine (2010=100)**



*Izvor: Eurostat, 2020: Industrial countries' effective exchange rates - annual data; obrada autora*

Grafikonom 1 prikazano je kretanje realnih efektivnih deviznih tečajeva članica EMU-a. Zanimljivo je istaknuti kretanje indeksa REER baltičkih zemalja (Latvija = ljubičasta, Litva = plava, Estonija = svijetloplava), odnosno njihove snažne i kontinuirane deprecijacijske pritiske, poglavito u razdoblju od 2000. do 2010. godine. Zemlja koja je u promatranom razdoblju razdoblju od 2000. do 2010. iskusila najsnažnije deprecijacijske pritiske bila je Slovačka (zeleno) čiji je realni efektivni devizni tečaj u 2000. bio za više od 40 indeksnih poena manji nego u baznoj 2010. godini.

Odnos realnog tečaja, inflacije i produktivnosti gospodarstva iznimno je važan jer može imati značajan utjecaj na ekonomske performanse određene zemlje.

U slučaju odnosa realnog tečaja i inflacije, Šonje (2019) koristi pojam inflacijskog diferencijala kada govori o promjenama odnosa cijena između zemlje i inozemstva. Isti autor navodi nekoliko mogućih razloga stvaranja inflacijskog diferencijala i njegovog kretanja; 1) u slučaju rasta cijena na inozemnim tržištima u odnosu na cijene u zemlji radi se o rastu inflacijskog diferencijala koji posljedično vodi padu relativnih cijena domaćih inputa te deprecijaciji realnog tečaja, 2) u slučaju pada cijena na inozemnim tržištima u odnosu na cijene u zemlji radi se o smanjenju inflacijskog diferencijala što posljedično vodi realnoj aprecijaciji i 3) u slučaju da se npr. cijene u zemlji smanjuju ili narastu po nižoj stopi od cijena u inozemstvu uz nepromijenjeni

nominalni tečaj i cijene u inozemstvu radi se o rastu inflacijskog diferencijala, odnosno deprecijaciji realnog tečaja koja se u ovom slučaju naziva interna devalvacija.

Šonje (2019) navodi da realno depreciranim tečajem izazvanim padom relativnih cijena domaćih inputa domaći proizvođači postaju cjenovno konkurentniji te izvoznici prodaju proizvode i usluge na inozemnom tržištu po nižoj cijeni. Nova niža cijena ima pozitivan utjecaj na rast potražnje, proizvodnje i zaposlenosti čime se u konačnici povećava ukupni gospodarski rast ekonomije i stvaranje suficita na tekućem računu platne bilance.

Smjer gospodarskog kretanja u slučaju realno apreciranog tečaja<sup>1</sup> izazvanog bržim rastom cijena u zemlji nego u inozemstvu ovisi o stopama rasta produktivnosti gospodarstva. Ukoliko su stope rasta produktivnosti gospodarstva uslijed tehnološkog napretka, tržišne integracije ili drugih razloga u određenoj ekonomiji veće od stope realne aprecijacije, doći će do rasta konkurentnosti ekonomije i realna aprecijacija u tom slučaju nije problematična (Šonje, 2019). Kada je stopa realne aprecijacije veća od stope rasta produktivnosti, valuta postaje precijenjena, realni tečaj previsok što ujedno ukazuje na nužnost realne deprecijacije.

## **2.2. Neusklađenost realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije**

Postoji više pristupa u mjerenju neusklađenosti realnih tečajeva, a koji se isključivo razlikuju prema metodologiji utvrđivanja ravnotežnog tečaja, budući da se neusklađenost definira kao odstupanje od ravnoteže. Zato će se u ovom poglavlju prvo objasniti pojam ravnotežnog tečaja.

Šonje (2019) ističe da realni tečaj nije isto što i ravnotežni tečaj jer je realni tečaj mjera, odnosno indeksni broj koji se mijenja ovisno o nominalnom tečaju i inflacijskom diferencijalu, dok je ravnotežni tečaj teorijski koncept u vidu hipotetičkog tečaja koji izjednačava održivu ponudu i potražnju na deviznom tržištu u dugom roku.

Dostupna literatura (Comunale, 2015a) ističe nekoliko mogućih pristupa u utvrđivanju ravnotežnog tečaja od kojih se mogu istaknuti:

---

<sup>1</sup> Funda i Lukinić (2007), navode da je aprecijacija realnog tečaja vrlo često posljedica Balassa-Samuelsonovog učinka, odnosno razlike u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih dobara (engl. *tradables*) i sektora nerazmjenjivih dobara (engl. *nontradables*) u nekoj zemlji u usporedbi s inozemstvom. Isti autori objašnjavaju da sukladno navedenom Balassa-Samuelsonovom učinku, ukoliko je je razlika u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara u određenoj zemlji veća nego u odabranoj grupi/skupini zemalja (npr. eurozoni), relativne cijene nerazmjenjivih dobara te određene zemlje će brže rasti. Opisana kretanja će u sustavu fiksnog tečaja za posljedicu imati brži rast ukupne razine cijena, dok će u sustavu fluktuirajućeg tečaja za posljedicu imati kombinaciju više stope inflacije i aprecijacije nominalnog tečaja valute određene zemlje prema npr. euru (ukoliko se promatra odnos prema eurozoni), a realni tečaj će u oba slučaja aprecirati.

- 1) Paritet kupovne moći<sup>2</sup> (engl. *Purchasing Power Parity, PPP*),
- 2) Fundamentalni ravnotežni tečaj<sup>3</sup> (engl. *Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER*),
- 3) Bihevioralni ravnotežni tečaj<sup>4</sup> (engl. *Behavioural Equilibrium Exchange Rate, BEER*)
- 4) Permanentni ravnotežni tečaj<sup>5</sup> (engl. *Permanent Equilibrium Exchange Rate, PEER*).

Svaki od navedenih pristupa ima svoje prednosti i nedostatke pa tako Deskar Škrabić (2017) navodi da su najčešće kritike PPP teorije usmjerene na oscilacije realnog tečaja koje navedena teorija drži konstantnima ili približno jednakima u srednjem i dugom roku, dok u stvarnosti oscilacije realnog tečaja mogu biti značajne te može postojati izraženi pozitivan ili negativan dugoročni trend, što nije u skladu sa PPP teorijom. Ravnotežni tečaj u fundamentalnom pristupu određen je neusklađenošću salda tekućeg računa platne bilance te priljeva/odljeva kapitala na razini pune zaposlenosti i stabilne inflacije tj. NAIRU (engl. *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) razine nezaposlenosti (Deskar Škrabić, 2017), dok Palić et al. (2014) ističu da je glavni nedostatak ove teorije što se oslanja na cjenovne elastičnosti koje je teško procijeniti, kao i na ciljeve tekućeg računa koje treba postići. Najčešće korišteni pristup u utvrđivanju ravnotežnog tečaja je bihevioralni u kojemu se s obzirom na ekonomske fundamente, ekonometrijskim modelima procjenjuje ravnotežna razina tečaja (Deskar Škrabić, 2017). Ekonomski fundamenti koji se najčešće koriste su: 1) priljevi stranih direktnih investicija (engl. FDI), 2) uvjeti razmjene i 3) realna stopa rasta BDP-a, koji su korišteni u radovima Comunale (2015a, 2016, 2017) ili dodatno neki drugi poput: 1) neto strane imovine i 2) omjera cijena sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara korištenih u radu Palić et al. (2014) zajedno sa uvjetima razmjene. Permanentni ravnotežni tečaj računa se iz dobivenog bihevioralnog ravnotežnog tečaja, a razlika u metodologiji ogleda se u načinu izračuna permanentne (trajne) komponente fundamenata. Bihevioralni pristup u izračunu permanentne komponente koristi Hodrick – Prescott tehniku filtriranja, dok se permanentni ravnotežni tečaj dobiva pomoću

---

<sup>2</sup> Paritet kupovne moći (PPP) odnosi se na Casselovu ideju (1922) u kojoj bi tečajevi trebali težiti izjednačavanju relativnih razina cijena u različitim zemljama (Mohapatra i Biswas, 1997). Navedena ideja implicira da relativna stopa inflacije u odabranim zemljama određuje svaku promjenu nominalnog tečaja između dviju valuta, što znači da ako teorija „vrijedi“, stvarni tečaj ostaje konstantan kroz vrijeme.

<sup>3</sup> Williamson (1985) definira fundamentalni ravnotežni tečaj kao stopu za koju se očekuje da će stvoriti suficit ili deficit na tekućem računu koji bi bio jednak temeljnom tijeku kapitala tijekom ciklusa, uz uvjet da zemlja nastoji postići unutarnju ravnotežu najbolje što može i ne ograničavajući trgovinu zbog razloga povezanih sa platnom bilancom (Zhou, 1993).

<sup>4</sup> Clark i MacDonald (1999) uvode bihevioralni ravnotežni tečaj kao kratkoročni koncept koji uključuje ekonometrijsku analizu ponašanja tečaja (Koukouritakis i Giannellis, 2011). Navedeni pristup ne oslanja se specifičan teorijski model, već je ravnotežni tečaj određen dugoročnim ponašanjem makroekonomskih varijabli.

<sup>5</sup> Permanentni ravnotežni tečaj također je uveden od strane Clarka i MacDonalda (1999) i izračunat je kao funkcija samo onih varijabli koje na njega trajno utječu.

permanentno – tranzitorne (trajno – prolazne) dekompozicije predložene od strane Gonzala i Grangera (1995) (Comuanle, 2015a). Prema Dufernat i Yehoue (2005), kritika bihevioralnog pristupa ogleda se u činjenici da ekonomski fundamenti ne moraju sami nužno biti na ravnotežnoj razini što posljedično rezultira pogrešnom procjenom ravnotežnog tečaja. Osim toga, prethodno definirani ekonomski fundamenti koji se koriste u određivanju realnog ravnotežnog tečaja vrlo često mogu biti međusobno visoko korelirani što će u odabranom ekonometrijskom modelu dovesti do problema multikolinearnosti, a posljedično i pristranosti procjenitelja.

Neusklađenost (engl. *misalignment*) realnog tečaja definirana je kao odstupanje, odnosno devijacija aktualnog realnog tečaja od njegove dugoročne ravnotežne vrijednosti (ekvilibrija) (Comunale, 2015a). Upravo u svijetlu europske ekonomske i monetarne integracije koja se ostvaruje liberalizacijom kapitalnih tijekova gdje se usklađivanje platnih bilanci u situaciji fiksiranja valutnih tečajeva ili preuzimanja zajedničke valute više ne može vršiti promjenom nominalnog tečaja već realnog tečaja, koncept neusklađenosti realnog tečaja postaje sve važnija odrednica dugoročnog kretanja gospodarstva zemlje. Naime, sama neusklađenost realnog tečaja koja se ogleda u precijenjenom (ukoliko je aktualni realni tečaj niži od ravnotežnog realnog tečaja) ili podcijenjenom realnom tečaju (ukoliko je aktualni realni tečaj viši od ravnotežnog realnog tečaja), u prvom slučaju ima negativan utjecaj na izvoz, deficit tekućeg računa platne bilance, a može dovesti i do valutnih kriza, dok u drugom slučaju uzrokuje inflaciju koja može dovesti do pregrijavanja ekonomije (Palić et al., 2014). Ipak, neusklađenost realnog tečaja u vidu realne deprecijacije može izrazito pozitivno utjecati na ekonomski rast i biti ključna varijabla u jačanju ekonomske aktivnosti (Rodrik, 2008), posebno u zemljama u procesu eurointegracije.

Neusklađenosti realnog tečaja može se predočiti na primjeru Hrvatske (iako nije članica EMU). Ako u određenom trenutku realna vrijednost kune za jedan euro iznosi 7,5 HRK/EUR, dok u istom trenutku ravnotežna vrijednost kune u odnosu na euro iznosi 7,6 HRK/EUR, tada se neusklađenost realnog tečaja u ovom slučaju računa primjenom sljedeće formule:

$$REERMIS = \left( \frac{REER - EREER}{EREER} \right) \times 100 = \left( \frac{7,5 - 7,6}{7,6} \right) \times 100 = -1.32\% \quad (2)$$

pri čemu je:

*REERMIS* – neusklađenost realnog deviznog tečaja

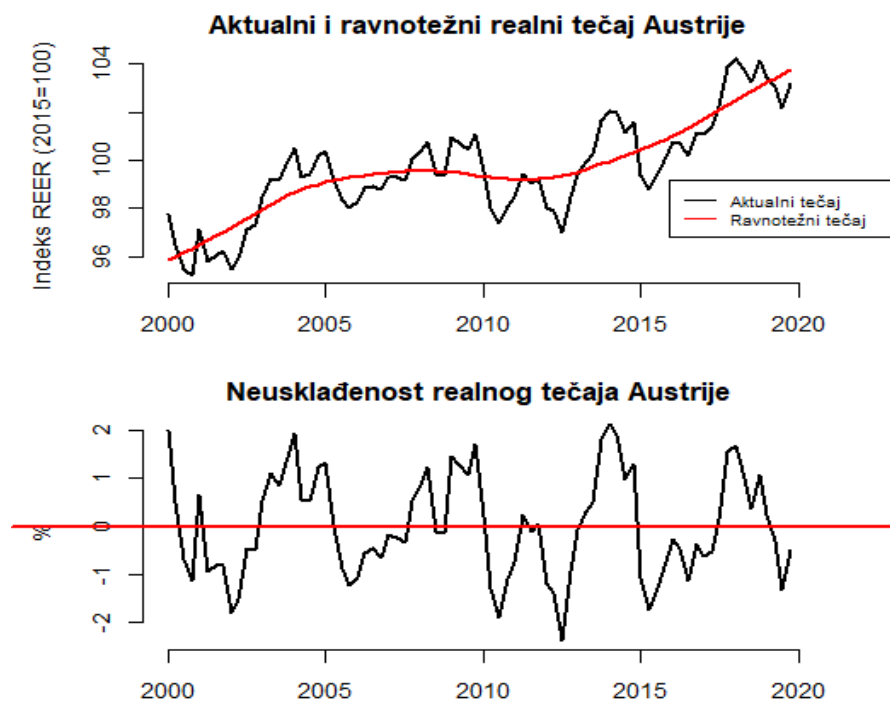
*REER* – stvarni tj. aktualni realni devizni tečaj

*EREER* – dugoročni ravnotežni tečaj dobiven upotrebom HP filtera.

U konkretnom slučaju dobivena je negativna vrijednost neusklađenosti. Negativna vrijednost neusklađenosti implicira precijenjenost aktualnog tečaja, dok pozitivna vrijednost neusklađenosti implicira podcijenjenost aktualnog realnog tečaja (Palić et al., 2014).

Na grafikonu 2 prikazani su aktualni i ravnotežni realni tečaj te neusklađenost realnog efektivnog deviznog tečaja Austrije (kao članice EMU-a). U predmetnom specijalističkom radu, za izračun ravnotežnog tečaja nije korišten niti jedan od navedenih pristupa, iako se konkretan izračun dijelom naslanja na bihevioralni pristup korištenjem identične tehnike filtriranja. Budući da Palić et al. (2014) ističu da ne postoji opći konsenzus o pravom modelu koji bi se trebao koristiti za određivanje ravnotežnog realnog tečaja i s obzirom na sve opisane nedostatke svakog pojedinog pristupa, u ovom radu ravnotežni realni tečaj izračunat je izravno iz aktualnog realnog tečaja. Kako bi se iz aktualnog realnog tečaja dobio ravnotežni realni tečaj, nad istim je kao i u bihevioralnom pristupu upotrijebljen HP filter<sup>6</sup> kojim su iz aktualnog realnog tečaja uklonjene kratkoročne fluktuacije povezane s poslovnim ciklusima.

**Grafikon 2 Aktualni i ravnotežni realni tečaj te neusklađenost efektivnog realnog tečaja Austrije u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



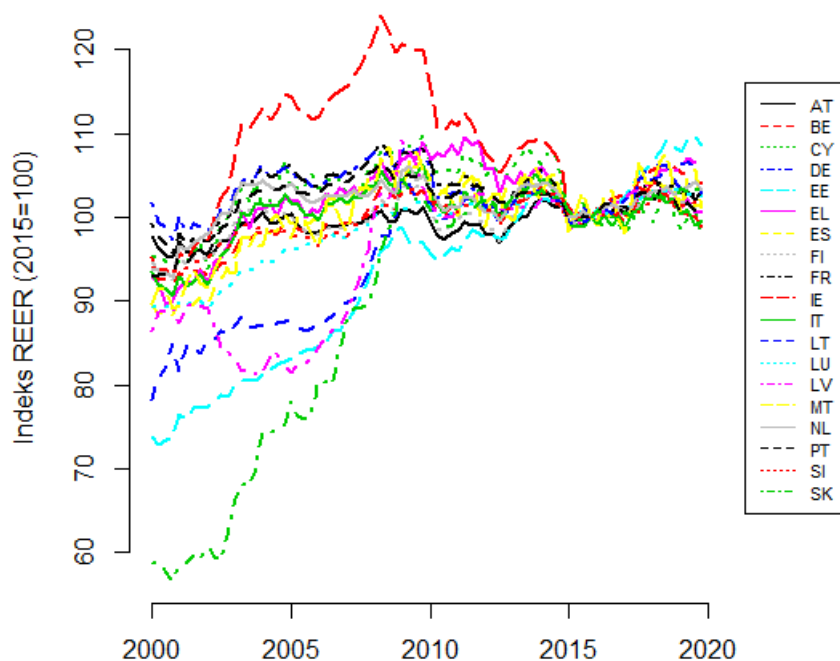
*Izvor: Eurostat, 2020: Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100*

<sup>6</sup> Hodrick-Prescottov filter je tehnika „izgladivanja“ vremenskog niza podataka koju su popularizirali istoimeni autori (Hodrick i Prescott, 1981, 1997), a koju je inicijalno razvio Whittaker (1923). HP filter omogućava uklanjanje kratkoročnih fluktuacija vremenskog niza, povezanih s poslovnim ciklusom čime identificira njegov dugoročni trend.



Grafikonom 2 prikazano je kretanje aktualnog i ravnotežnog tečaja Austrije kao i kretanje neusklađenosti realnog tečaja u razdoblju od 2000. do 2020. godine. Crvenom linijom prikazan je dugoročni ravnotežni tečaj dobiven primjenom HP filtera. Također je vidljivo da su se u promatranom razdoblju izmjenjivale faze precijenjenosti i podcijenjenosti realnog tečaja u odnosu na ravnotežni tečaj. Na početku 2000. godine bila prisutna pozitivna vrijednost neusklađenosti realnog tečaja što implicira podcijenjenost aktualnog realnog tečaja. Viša indeksna vrijednost aktualnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni upućuje na to da je u tom razdoblju aktualni realni tečaj bio depreciran u odnosu na ravnotežni realni tečaj.

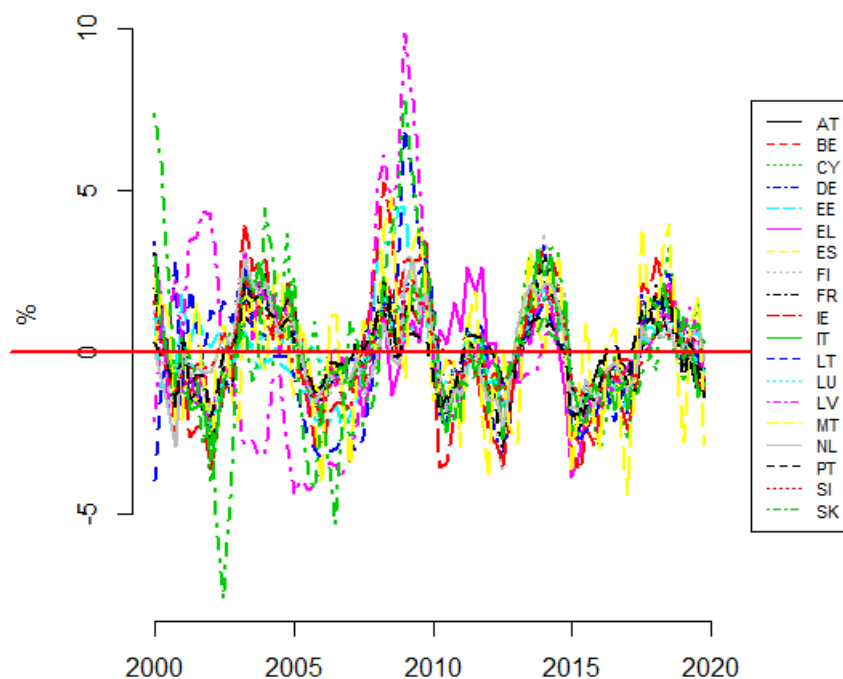
**Grafikon 3 Kretanje realnih efektivnih deviznih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. – 2020. godine, 2015=100**



*Izvor: Eurostat, 2020: Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100*

Grafikonom 3 prikazano je kretanje realnih deviznih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. do 2020. godine koji se od grafikona 1. razlikuje po odabranoj indeksnoj baznoj godini koja je u ovom slučaju 2015. Navedena bazna godina odabrana je jer su i neke od ostalih uključenih varijabli modela koristile 2015. kao baznu godinu.

**Grafikon 4 Neusklađenost realnih efektivnih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Eurostat, 2020: Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Grafikonom 4 prikazana je neusklađenost realnih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. do 2020. godine. Najveće neusklađenosti imale su Slovačka i Latvija, tj. najveću zabilježenu negativnu neusklađenost imala je Slovačka u trećem kvartalu 2002. godine koja je iznosila -7,6%, dok je najveću pozitivnu neusklađenost zabilježila Latvija u prvom kvartalu 2009. godine koja je iznosila +9,9%.

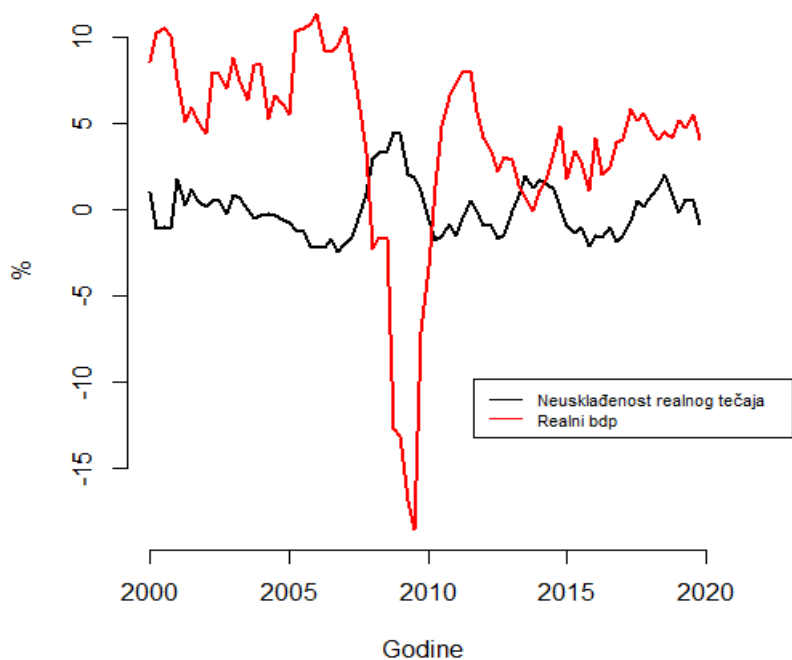
Upravo opisana različita kretanja realnih tečajeva, odnosno njihovih neusklađenosti među članicama EMU-a u vidu precijenjenosti ili podcijenjenosti u odnosu na ravnotežne tečajeve utječe na kretanja važnih ekonomskih varijabli poput kapitala, uvoza, izvoza, platne bilance, inflacije, proizvodnje i ostalih varijabli koje u konačnici direktno utječu na smjer gospodarskih kretanja pojedine zemlje. Budući da je među članicama EMU-a prisutna neusklađenost realnih tečajeva, posljedično su prisutna i divergentna ekonomska kretanja navedenih zemalja pa zajednička valuta koja bi trebala među članicama EMU-a voditi željenoj i očekivanoj konvergenciji, postaje jedan od glavnih katalizatora međusobne ekonomske divergencije. Stoga je koncept neusklađenosti realnog tečaja, odnosno determinanti koje određuju njegovo kretanje,

postao među ovim zemljama jedan od primarnih područja izučavanja u cilju efikasnog djelovanja na neusklađenost kako bi se potaknula međusobna ekonomska konvergencija.

Značaj neusklađenosti realnog tečaja na ekonomski rast promatran je u velikom broju radova pa tako Guzman et al. (2018) ističu da je nestabilnost deviznog tečaja glavni izvor nesigurnosti u proizvodnji (izvozno i uvozno konkurentnih) roba i usluga koji obeshrabruje ulaganja u ove sektore. Isti autori dodatno ističu da nestabilnost deviznog tečaja vodi snažnijoj nestalnosti novčanih tokova za tvrtke u uvozno-izvoznom sektoru koji su primarni izvor financiranja malog i srednjeg poduzetništva na nesavršenim tržištima kapitala što u konačnici izrazito negativno djeluje na investicije, proizvodnju, zaposlenost, a u konačnici i na gospodarski rast. Razin i Collins (1997) sličnog su razmišljanja kao i prethodni autori te naglašavaju da postoje najmanje dva kanala kroz koja neusklađenost realnog tečaja može utjecati na rast. U prvom slučaju, neusklađenost realnog tečaja može utjecati negativno na domaće i strane investicije, a samim time i na proces akumulacije kapitala, dok u drugom slučaju neusklađeni realni tečaj može utjecati na sektor razmjenjivih dobara i na njegovu kompetitivnost u odnosu na ostatak svijeta. Fung (2008) ističe da velike realne fluktuacije mogu imati takav utjecaj na trgovinu da se ista u situaciji nakon stabilizacije tečaja više ne može vratiti na prvotnu razinu i da aprecirani realni tečaj za uvozne sektore djeluje kao subvencija, dok Aghion et al. (2006) uočavaju negativno djelovanje velike i česte volatilnosti na rast produktivnosti zemalja u razvoju kao i zemalja sa slabo razvijenim finansijskim tržištem (Ćubelić, 2020). Cote (1994) navodi da veća volatilnost realnog tečaja može dovesti do povećanja neizvjesnosti po pitanju dobiti na ugovorima denominiranim u stranoj valuti što može dovesti do većeg smanjenja gospodarskog rasta nego što bi inače bio u slučaju nepostojanja neizvjesnosti. McKinnon i Ohno (1997) ističu da veća volatilnost realnog tečaja može dovesti do viših cijena roba kojima se trguje na međunarodnoj razini što navodi trgovce tim robama da dodaju premiju rizika kako bi pokrili nepredviđene oscilacije tečaja.

Grafičkom analizom nastoji se utvrditi koje zemlje poprimaju ekstremne vrijednosti neusklađenosti realnog tečaja, tj. one koje imaju najveće amplitude. To su: Estonija, Latvija i Slovačka. Neusklađenost realnog tečaja tih zemalja te stopa rasta realnog BDP-a prikazane su na grafikonima 5 i 6.

### Grafikon 5 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i realnog BDP-a Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine



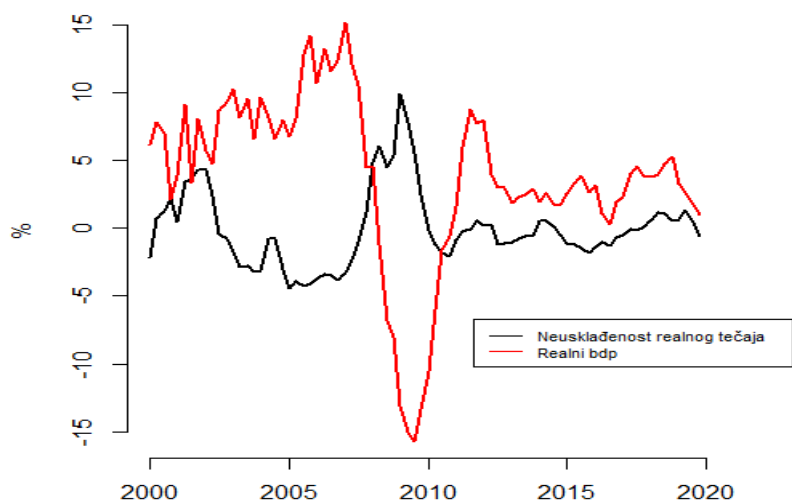
*Izvor: Eurostat, 2020: GDP and main components, Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Grafikonom 5 prikazano je kretanje, odnosno veza između kretanja neusklađenosti realnog tečaja i stopa rasta realnog BDP-a na primjeru Estonije.

Ovdje je potrebno još jednom napomenuti da pozitivne vrijednosti neusklađenosti impliciraju podcijenjenost realnog tečaja, dok negativne vrijednosti neusklađenosti impliciraju precijenjenost realnog tečaja.

Na primjeru Estonije u razdoblju od 2000. do sredine 2007. godine može se uočiti da je neusklađenost realnog tečaja bilježila uglavnom negativne vrijednosti što implicira njegovu realnu precijenjenost, dok su stope rasta realnog BDP-a u istom razdoblju bile iznimno visoke. U razdoblju krize od sredine 2007. godine do kraja 2009. godine bila je prisutna uzlazna putanja krivulje neusklađenosti koja označava deprecijaciju realnog tečaja, dok je realni BDP istovremeno bilježio snažan pad. U razdoblju neposredno nakon krize, može se vidjeti da je neusklađenost realnog tečaja bilježila smjer kretanja od pozitivne prema negativnoj vrijednosti što implicira aprecijacijske pritiske na realni tečaj, a BDP je bilježio snažan rast.

**Grafikon 6 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i realnog BDP-a Latvije u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Eurostat, 2020: GDP and main components, Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Gotovo identičan slučaj s obzirom na kretanje neusklađenosti realnog tečaja i realnog BDP-a moguće je vidjeti i na primjeru Latvije.

Zanimljivo je primijetiti da je opisana veza smjera kretanja među varijablama vrijedila sve do 2016. godine, od kada varijable imaju isti smjer kretanja, što znači da je uzlazna putanja neusklađenosti realnog tečaja (koja označava deprecijacijske pritiske na realni tečaj) bila popraćena rastom stopa realnog BDP-a.

### **2.3. Mehanizmi prilagođavanja realnog tečaja i makroekonomskih te financijskih varijabli**

Jedan od ključnih problema članica EMU je prilagođavanje realnih tečajeva koje bi omogućilo stabilan ekonomski rast. Budući da su u procesu eurointegracije članice EMU fiksirale svoje tečajeve, problem prilagođavanja realnih tečajeva bio je posebno prisutan u „manje“ razvijenim članicama EMU<sup>7</sup> koje su u procesu eurointegracije i liberalizacije kapitalnih tijekova iskusile snažne kapitalne priljeve, rast potražnje, potrošnje, realnih nadnica i cijena što je posljedično dovelo do aprecijacije realnih tečajeva i visokog inozemnog duga te deficita platnih bilanci, što

<sup>7</sup> Estonija, Latvija, Litva, Slovačka, Irska, Slovenija, Portugal, Španjolska, Italija, Grčka

je posebno problematično u slučaju odnosno naglog prestanka kapitalnih priljeva („sudden stop-a“) kao što je i bilo za vrijeme posljednje ekonomske i financijske krize iz 2008 godine.

U ovom poglavlju će se identificirati mehanizmi prilagođavanja realnog tečaja odnosno najvažnije makroekonomske i financijske varijable koje putem svojih kanala utječu na njegovu neusklađenost, dok će se u prvom dijelu analizirati mogućnosti i problemi ostvarivanja rasta i konvergencije putem interne devalvacije. U tom će konteksti biti posebno zanimljivo utvrditi koje od izabranih varijabli najviše pridonose korekciji neravnoteže.

### **Prilagođavanje internom devalvacijom**

U jeku posljednje financijske krize koja je izrazito negativno djelovala na slabije razvijene članice EMU i u situaciji nemogućnosti djelovanja istih na nominalni tečaj, Petroulakis (2017) navodi da je posljednja kriza ponovno oživjela staru ideju unutarnje (ili fiskalne) devalvacije<sup>8</sup> kao načina kojim bi slabije razvijene zemlje unutar EMU poboljšale vlastitu konkurentnost. Isti autor navodi da je ideja bila da se trajne neravnoteže na tekućem računu platnih bilanci ovih zemalja koje istovremeno u velikoj mjeri odražavaju gubitak konkurentnosti u odnosu na jezgru EMU<sup>9</sup>, mogu ispraviti smanjenjem plaća kao sredstvom za obnavljanje konkurentnosti. Smanjenje plaća (nadnica) vodilo bi smanjenju cijena u zemlji, većoj konkurentnosti putem povećanja izvoza, poboljšanju stanja na tekućem računu platne bilance i u konačnici gospodarskom rastu.

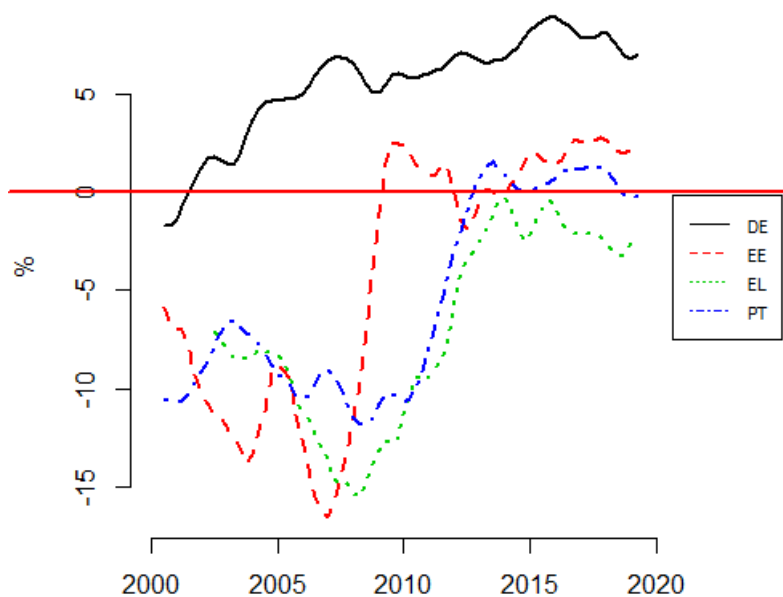
Sljedećim grafikonom prikazano je kretanje stanja tekućeg računa platnih bilanci odabranih članica EMU koje neslužbeno pripadaju skupini „slabije“ razvijenih članica i članice koja pripada „jezgri“ tj. skupini „razvijenijih“ članica EMU.

---

<sup>8</sup> Uxo (2014) ističe da je teorija optimalnog valutnog područja teorijska osnova za provođenje mjera interne devalvacije. Prema naznačenoj teoriji, efikasno funkcioniranje monetarne unije pretpostavlja fleksibilnost plaća i cijena jer su se države članice odrekle mogućnosti korištenja nacionalnih monetarnih i tečajnih politika. U slučaju asimetričnog šoka, prema Mundell (1961) i De Grauwe (2012) prilagodba plaća i cijena trebala bi zamijeniti nominalne devalvacije (Uxo, 2014).

<sup>9</sup> Francuska, Njemačka, Nizozemska, Belgija, Luksemburg

**Grafikon 7** Kretanje stanja tekućeg računa platne bilance Njemačke, Estonije, Grčke i Portugala u razdoblju od 2000. do 2020. godine, izraženo kao postotak (%) BDP-a



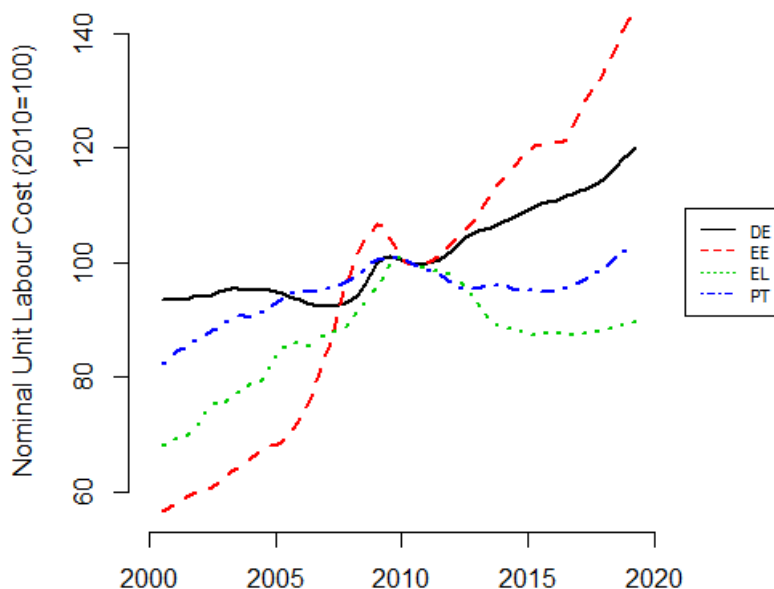
*Izvor: Eurostat, 2020: Main Balance of Payments and International Investment Position items as share of GDP, obrada autora*

Prikazanim grafikonom vidljivo je da su odabrane članice „periferije“ EMU (Estonije, Grčka i Portugal) u razdoblju od 2000. do 2010.-2012. godine bilježile dugotrajna negativna stanja na tekućem računu platne bilance, dok je predstavnica „jezgre“ EMU (Njemačka) bilježila u istom razdoblju kontinuirane suficite na tekućem računu bilance plaćanja. Budući da prema Petroulakis (2017) dugotrajna neravnoteža na tekućem računu platne bilance u izvjesnoj mjeri odražava pad i gubitak konkurentnosti, iz grafikona 8. može se uočiti da su „slabije“ razvijene članice EMU, odnosno one koje su označene kao periferija EMU ostvarivale kontinuirani pad konkurentnosti u odnosu na razvijeniju Njemačku koja je ostvarivala rast konkurentnosti. U razdoblju nakon 2012. godine može se uočiti značajno poboljšanje stanja na tekućem računu platne bilance članica periferije EMU, gdje su Estonija i Portugal bilježile male suficite stanja tekućeg računa, dok je Grčka i dalje bilježila deficite koji su ipak bili mnogo manji nego u razdobljima do 2012. godine. Njemačka je i u razdoblju nakon 2012. godine ostvarivala sve veće suficite na stanju tekućeg računa platne bilance.

Sljedećim grafikonom može se vidjeti kretanje nominalnih jediničnih troškova rada istih zemalja u razdoblju od 2000. do 2020. godine. Kretanje jediničnih troškova rada dobar je indikator koje mjere su odabrane zemlje koristile u cilju poboljšanja stanja na tekućem računu platne bilance. Indikativno je da ukoliko je neka od promatranih zemlja koristila mjere interne

devalvacije (koje podrazumijevaju smanjenje troškova rada tj. plaća) nominalni jedinični troškovi rada trebali bi u određenom trenutku pokazivati pad indeksa jediničnih troškova rada.

**Grafikon 8 Kretanje nominalnih jediničnih troškova rada Njemačke, Estonije, Grčke i Portugala u razdoblju od 2000. do 2020. godine, 2010=100**



*Izvor: Eurostat, 2020: Nominal unit labour cost, obrada autora*

Grafikonom 8 može se vidjeti da su od odabranih zemalja Grčka i Portugal koristile mjere interne devalvacije jer se poboljšanje stanja na tekućem računu platne bilance dogodilo gotovo u istom vremenskom razdoblju kad je nastupio pad vrijednosti nominalnih jediničnih troškova rada.

Unatoč tome što je problematika obnavljanja konkurentnosti i rasta putem interne devalvacije bila jako aktualna u jeku posljednje financijske krize i stvarno korištena od strane mnogih članica koje pripadaju periferiji EMU, uspjeh same interne devalvacije u poboljšanju konkurentnosti i ostvarivanju rasta ostao je u najmanju ruku diskutabilan (Uxo, 2014).

Iako na prvi pogled izgleda da su mjere interne devalvacije eliminirale deficite na tekućem računu platne bilance i samim tim poboljšale konkurentnost u zemljama poput Grčke i Portugala kako je to prikazano grafikonom 7, Uxo (2014) u istraživanju uspješnosti interne devalvacije u članicama periferije EMU ističe da se poboljšanje gospodarskih pokazatelja Španjolske, Grčke i Portugala uopće ne može pripisati mjerama interne devalvacije.

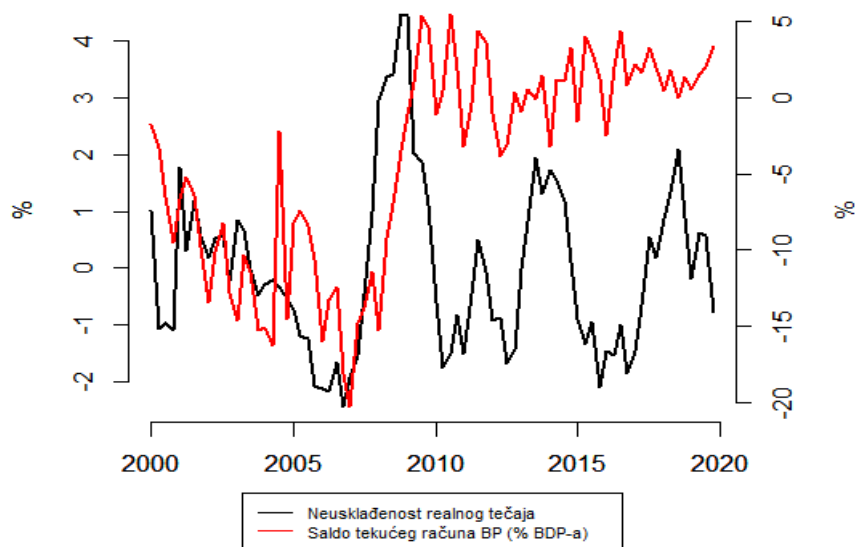


Budući da se mjere interne devalvacije na pokazanim zemljama nisu pokazale uspješnim, u nastavku su analizirani mehanizmi preko kojih identificirane makroekonomske i financijske varijable utječu na kretanje realnog tečaja i koji omogućavaju njegovo prilagođavanje.

### **Identifikacija makroekonomskih i financijskih varijabli koje utječu na kretanje i prilagođavanje realnog tečaja**

Jedna od najčešće spominjanih financijskih varijabli u radovima mnogih autora (Comunale, 2017; Ozcelebi i Yildirim, 2017; Carlin, 2013; Yuan i Chen, 2012) koja bi teorijski trebala imati značajan utjecaj na kretanje realnog tečaja je saldo tekućeg računa platne bilance. U slučaju nepostojanja ravnoteže na saldu tekućeg računa platne bilance javit će se i neusklađenost realnog tečaja, odnosno njegova precijenjenost ili podcijenjenost. Ukoliko je uvoz robe veći od izvoza robe ili ukoliko je prisutan suficit na kapitalnom računu koji ujedno označava višu razinu zaduženosti gospodarstva (Banić, 2019) tada je potražnja za devizama veća od ponude deviza što će posljedično dovesti do aprecijacijskih pritisaka na realni tečaj. Realno aprecirani tečaj u drugom koraku negativno utječe na izvoz i na konkurentnost, potiče uvoz što će u ovom slučaju utjecati na stvaranje još većeg deficita tekućeg računa platne bilance što znači da se teorijski može očekivati da navedene varijable međusobno djeluju jedna na drugu i da je njihovo djelovanje istog predznaka.

### **Grafikon 9 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjereno kao postotak BDP-a) Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine**

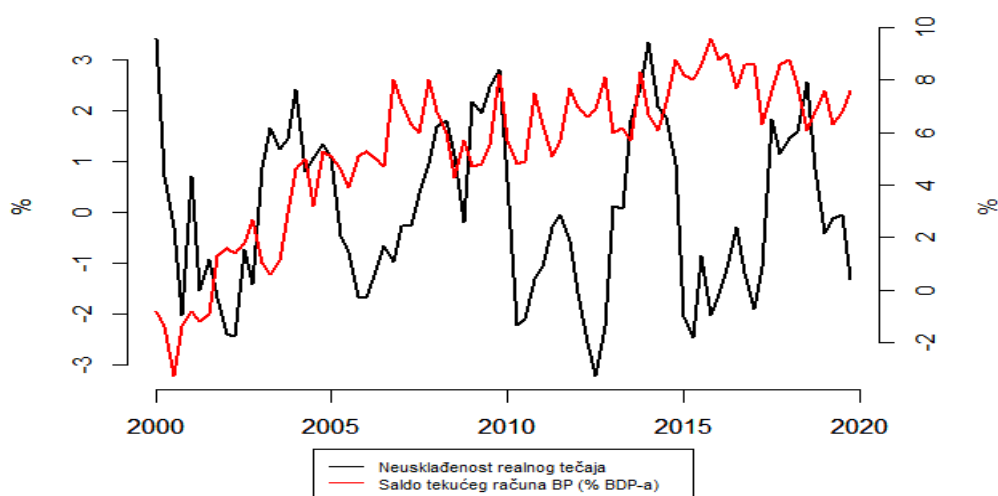


*Izvor: Eurostat, 2020: Main Balance of Payments and International Investment Position items as share of GDP; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Grafikonom 9 prikazano je kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa bilance plaćanja na primjeru Estonije. Lijeva os y odgovara neusklađenosti realnog tečaja, dok desna os y odgovara salda tekućeg računa bilance plaćanja (izraženog kao % BDP-a). Putanja od pozitivne ka negativnoj vrijednosti realnog tečaja označava aprecijacijske pritiske na tečaj koji bi teorijski trebali korespondirati sa većim deficitima na saldu tekućeg računa bilance plaćanja, dok za putanju od negativne ka pozitivnoj vrijednosti neusklađenosti realnog tečaja koja implicira deprecijacijske pritiske na tečaj, vrijedi obratan odnos.

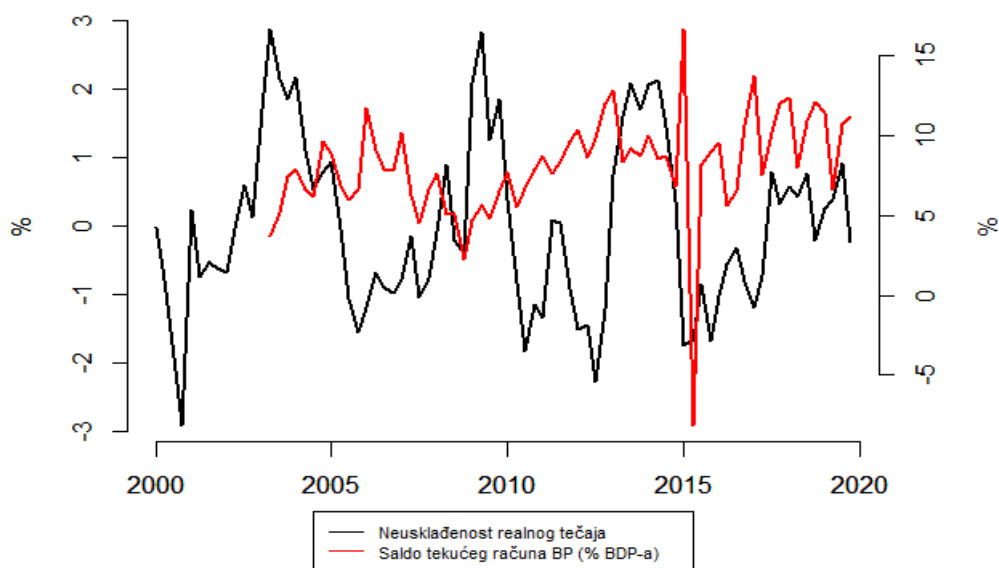
Kretanje navedenih varijabli u slučaju Estonije u skladu je sa teorijskim očekivanjima. Iz grafikona je vidljivo da je Estonija početkom 2000. godine bilježila negativne vrijednosti, odnosno deficite na tekućem računu platne bilance koji su djelovali na padajuću putanju neusklađenosti realnog tečaja tj. potaknuli aprecijacijske pritiske na realni tečaj. Također, iz grafikona je vidljivo da je najveći postotak negativne neusklađenosti, odnosno precijenjenosti realnog tečaja Estonije ostvaren gotovo u istom vremenskom razdoblju (Q1 2007) kada i najveći deficit na saldu tekućeg računa platne bilance mjeren kao % BDP-a. Nakon navedenog razdoblja, usporedno sa sve manjim deficitima tekućeg računa bilance plaćanja, a u konačnici i suficitima (od Q2 2009), neusklađenost realnog tečaja imala je uzlaznu putanju što znači da je realni tečaj u ovom periodu bilježio deprecijacijske pritiske. Od 2010. do 2020. godine može se uočiti da su se navedene varijable i dalje kretale istim smjerom, ali uz znatno manje oscilacije na saldu tekućeg računa bilance plaćanja.

**Grafikon 10** Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjenog kao postotak BDP-a) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine



Izvor: Eurostat, 2020: Main Balance of Payments and International Investment Position items as share of GDP; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)

**Grafikon 11 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjereno kao postotak BDP-a) Nizozemske u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Eurostat, 2020: Main Balance of Payments and International Investment Position items as share of GDP; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Na primjeru razvijenijih članica EMU (Njemačke i Nizozemske) kako je prikazano grafikonima 10 i 11, teže je uočiti povezanost između kretanja neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance. U slučaju Njemačke prikazane grafikonom 10 u razdoblju od 2000. do 2020. godine vidljiv je pozitivan trend kretanja stanja na tekućem računu platne bilance, odnosno od početnog deficita koji je iznosio više od 3% do suficita koji je iznosio 8%. Ovaj pozitivni trend kretanja stanja na tekućem računu bio je popraćen naizmjeničnim kretanjima neusklađenosti realnog tečaja.

U slučaju Nizozemske, u razdoblju od 2003. do 2020. godine stanje na tekućem računu platne bilance bilo je gotovo cijelo vrijeme pozitivno izuzev prvog kvartala 2015. godine, dok je neusklađenost realnog tečaja kao i u slučaju Njemačke imala naizmjenična pozitivna i negativna kretanja.

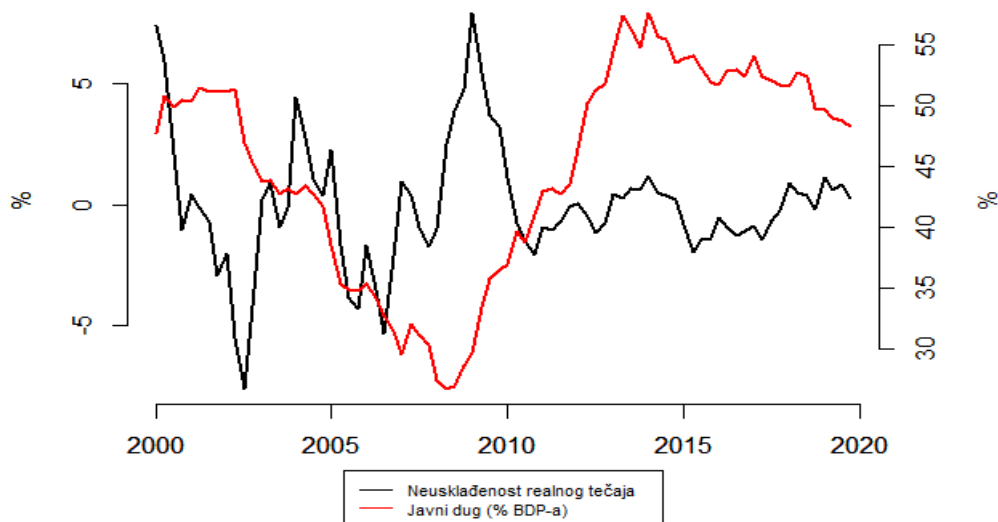
Utjecaj javnog duga na kretanje realnog tečaja, odnosno njegove neusklađenosti opisivan je u radovima mnogih autora. Klasična ekonomska teorija (Rodrik, 2008; 2016; Rapetti et al., 2012) dolazi do zaključaka da podcijenjeni realni devizni tečaj zahtjeva ili višu stopu štednje u odnosu na investicije ili manju državnu potrošnju u odnosu na prihode. Ovo potonje vodi k nižem proračunskom deficitu kao i eventualnom smanjenju javnog duga. Deskar Škrbić (2017) također navodi da se može očekivati da promjene financijskih varijabli poput proračunskog

deficita, javnog i vanjskog duga mogu uzrokovati istosmjerne promjene u kretanju realnog tečaja uz objašnjenje da npr. proračunski deficiti vode k rastu opće razine cijena, a posljedično aprecijaciji realnog tečaja. Budući da zemlje u značajnoj mjeri nastale deficite financiraju zaduživanjem na inozemnom tržištu, rast javnog i vanjskog duga stvara dodatne aprecijacijske pritiske na domaću valutu. Ipak, ovdje je potrebno spomenuti da u dugom roku autor očekuje transformaciju dugoročno visokih deficita u niži kreditni rejting i višu premiju rizika što zemlju čini manje privlačnom investitorima, a što posljedično može dovesti i do deprecijacijskih pritisaka na domaću valutu. Autori poput Calvoa et al., (1993) i Rodrika (1998) tvrde da je različit utjecaj javnog duga na realni tečaj u zemljama različitog stupnja razvijenosti. Navedeni autori tvrde da su zemlje u razvoju (u slučaju predmetnog rada – u procesu eurointegracija) liberalizirale svoje kapitalne i financijske tijekove te su na taj način postale financijski ranjive kroz nezaštićene inozemne dugove denominirane u stranoj valuti i kroz pretjerano zaduživanje privatnog sektora u vrijeme ekspanzije zaduživanja, gdje je priljev stranog kapitala uzrokovao aprecijaciju realnog tečaja.

Za razliku od iznesenih teorijskih zaključaka u vezi javnog duga i realnog tečaja, Vamos (2013) u provedenoj regresijskoj analizi na uzorku od 15 zemalja srednje i jugoistočne Europe pronalazi da je veći javni dug pojedine zemlje povezan sa deprecijacijom realnog tečaja pogotovo u vremenima financijskih kriza kada su ulagači manje skloni riziku nego u stabilnijim okolnostima na tržištu što ujedno i podupire zaključke Deskar Škrbića (2017) da viši javni dug u dugom roku vodi nižem kreditnom rejtingu i višoj premiji rizika čineći zemlju manje privlačnom investitorima uzrokujući deprecijaciju realnog tečaja. Palić et al., (2018) u analizi utjecaja deprecijacije tečaja na vanjski dug na primjeru Hrvatske također dolaze do sličnih zaključaka o mogućem negativnom utjecaju deprecijacije koja uzrokuje povećanje vanjske zaduženosti.

Grafički prikazi 12 i 13 kojima je prikazano kretanje javnog duga i neusklađenosti realnog tečaja u razdoblju od 2000. do 2020. godine za Slovačku i Njemačku ukazuju ipak na ponešto veću kompleksnost međuodnosa opisanih varijabli.

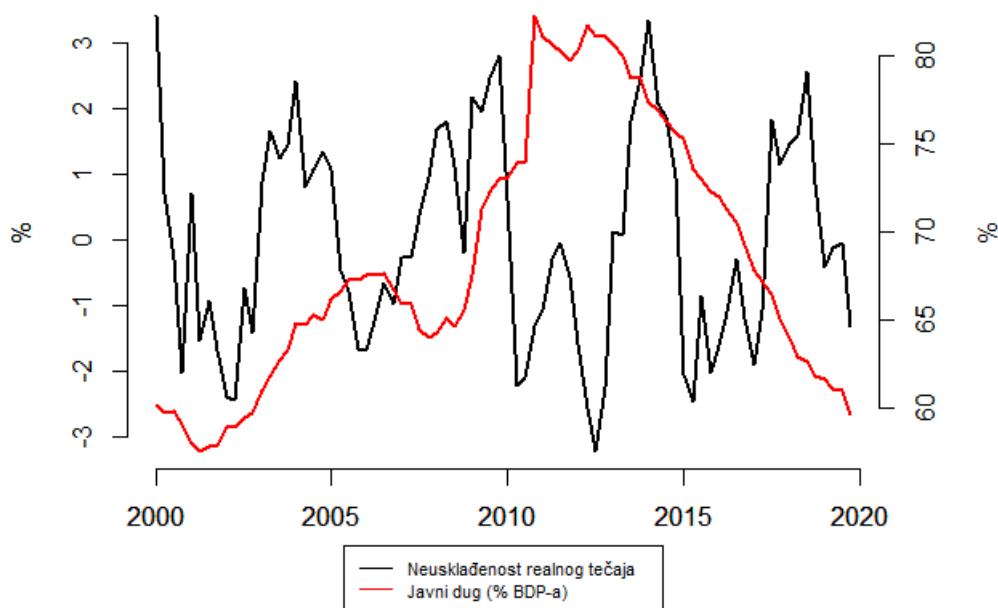
**Grafikon 12 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i javnog duga (mjenenog kao postotak BDP-a) Slovačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Eurostat, 2020: General government gross debt, consolidated; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

U slučaju Slovačke kako je prikazano grafikonom 12 vidljivo je nekoliko trendova kretanja javnog duga (mjenenog postotnim udjelom u BDP-u). Prva faza odnosi se na razdoblje prije financijske krize kada je javni dug bilježio kontinuirano padajući trend udjela u BDP-u, dok je u isto vrijeme realni tečaj u razdoblju do sredine 2002. godine bilježio aprecijacijska kretanja, deprecijacijska kretanja od sredine 2002. godine do početka 2005. godine pa ponovno aprecijacijska kretanja sve do 2006. godine. Druga faza odnosi se na razdoblje netom prije financijske krize pa sve do 2014. godine. U ovom razdoblju Slovačka je zabilježila rastući trend javnog duga zajedno sa deprecijacijom realnog tečaja sve do početka 2010. godine od kada je realni tečaj bilježio aprecijacijska kretanja unatoč nastavku rasta javnog duga. Posljednja faza od 2014. godine bila je obilježena blagim deprecijacijskim kretanjima realnog tečaja i malo izraženijim padom javnoga duga.

**Grafikon 13 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i javnog duga (mjereno kao postotak BDP-a) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Eurostat, 2020: General government gross debt, consolidated; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

U slučaju Njemačke prikazane grafikonom 13 vidljivo je da je do financijske krize i tokom iste javni dug bilježio uzlazni trend, dok je neusklađenost realnog tečaja u istom razdoblju imala po dvije faze aprecijacijskih i deprecijacijskih kretanja. Postupnim oporavkom gospodarstva od 2011. godine javni dug Njemačke imao je silaznu putanju dok je kretanje realnog tečaja i u ovom razdoblju imalo naizmjenične periode deprecijacijskih i aprecijacijskih kretanja.

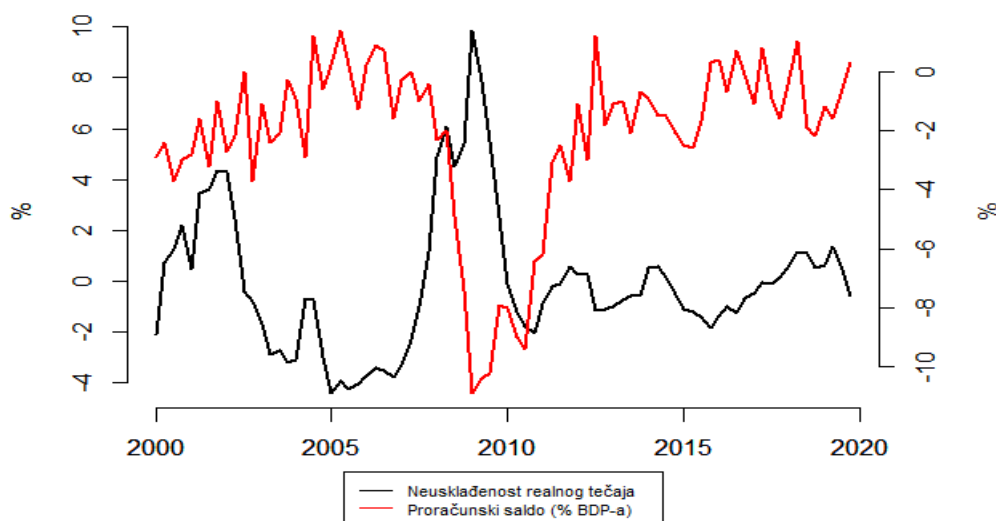
Izuzev utjecaja bilance plaćanja i javnog duga na kretanje realnog tečaja, financijska varijabla koja je vrlo često predmet interesa u analizi povezanosti i mogućeg utjecaja na realni tečaj je proračunski saldo. Ipak, u većini radova se ne promatra cjelokupni proračunski saldo, već je predmet istraživanja mnogih autora kako državna potrošnja utječe na kretanje realnog tečaja (Cebi i Culha, 2014; Miyamoto et al., 2019) ili kako budžetski deficit utječe na kretanje realnog tečaja (Saysombath i Kyophilavong, 2013). Saysombath i Kyophilavong (2013) u svom radu navodi nekoliko mogućih kanala utjecaja budžetskog deficita na realni tečaj gdje: 1) Smanjenje deficita smanjuje potražnju za pozajmljivim sredstvima što vodi smanjenju kamatnih stopa, a s padom kamatnih stopa i deprecijaciji realnog tečaja; 2) Smanjenje deficita utječe na smanjenje očekivane inflacije koja će povećati realne kamatne stope što vodi porastu potražnje za domaćim sredstvima plaćanja i aprecijaciji tečaja; 3) Smanjenje deficita može utjecati na pad

rizičnosti domaćih vrijednosnih papira u odnosu na strane čime se povećava potražnja za domaćim sredstvima plaćanja što uzrokuje realnu aprecijaciju; 4) Smanjenje deficita kroz smanjenje državne potrošnje usmjerava resurse u potrošnju privatnog sektora što vodi k rastu privatnih investicija, povećanju gospodarskog rasta koji uzrokuje povećanje očekivane stope povrata na domaću imovinu, a posljedično porastu potražnje za domaćom imovinom, valutom i aprecijaciji realnog tečaja.

Ipak, istraživanje istoimenog autora na primjeru Laosa u razdoblju od 1980. do 2010. godine utvrdilo je da ne postoji dugoročna veza između budžetskog deficita i realnog tečaja kao ni Granger-ova uzročnost između navedenih varijabli te da budžetski deficit nije izravno izazvao aprecijaciju realnog tečaja u Laosu. Miyamoto et al. (2019) na uzorku od 125 zemalja pronalaze da povećanje državne potrošnje u zemljama u razvoju uzrokuje aprecijaciju realnog tečaja i povećanje osobne potrošnje, dok u razvijenim zemljama uzrokuje deprecijaciju realnog tečaja i smanjenje osobne potrošnje. Cebi i Culha (2014) u istraživanju efekata državne potrošnje na realni tečaj na primjeru Turske u razdoblju od 2002. do 2012. godine zaključuju da pozitivan šok državne potrošnje (povećanje potrošnje) inducira aprecijaciju realnog tečaja.

Grafikonom 14 prikazano je kretanje neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda (mjereno kao % BDP-a) Latvije u razdoblju od 2000. do 2020. godine.

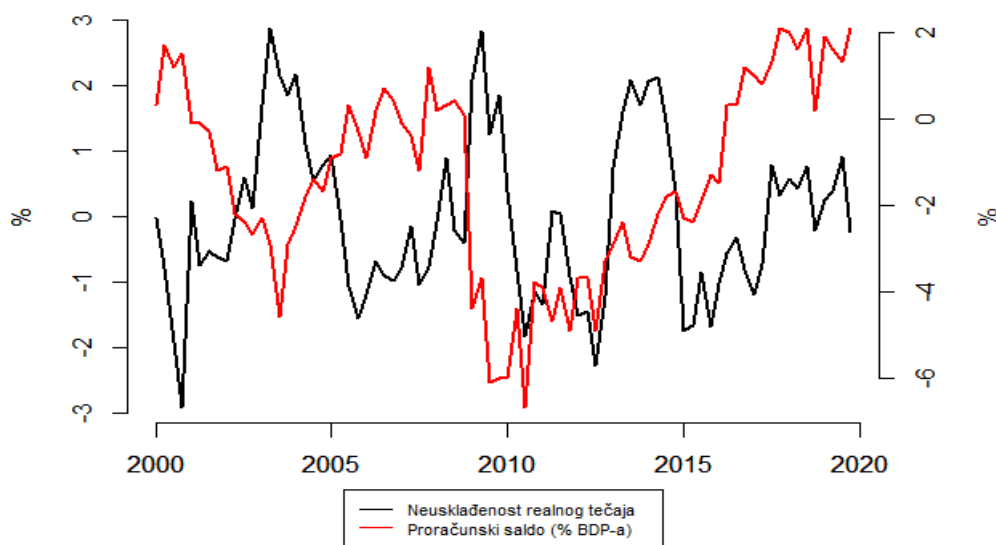
**Grafikon 14** Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda (mjereno kao postotak BDP-a) Latvije u razdoblju od 2000. do 2020. godine



*Izvor: Eurostat, 2020: Non-financial accounts for general government; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Iz grafikona je vidljivo da je do početka financijske krize u Latviju bio prisutan trend blagog smanjenja budžetskog deficita koji je bio praćen aprecijacijskim kretanjima realnog tečaja. Nastupom financijske krize zabilježeno je značajno povećanje budžetskog deficita koji je išao u korak sa deprecijacijom realnog tečaja. Razdoblje nakon krize bilo je obilježeno ponovnim smanjenjem budžetskog deficita i rastućim aprecijacijskim pritiscima na realni tečaj. U razdoblju od 2012. godine i dalje može se uočiti vremenski ujednačena stabilizacija kretanja neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda.

**Grafikon 15** Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda (mjereno kao postotak BDP-a) Nizozemske u razdoblju od 2000. do 2020. godine



*Izvor: Eurostat, 2020: Non-financial accounts for general government; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Povezanost ovih varijabli u slučaju razvijenijih zemalja manje je uočljiva nego u slučaju zemalja u procesu eurointegracije. U slučaju Nizozemske kako je prikazano grafikonom 15, moguće je u određenoj mjeri uočiti povezanost kretanja predmetnih varijabli. U razdoblju do financijske krize može se uočiti da su razdoblja povećane državne potrošnje u pravilu bila popraćena deprecijacijskim kretanjima realnog tečaja, dok su razdoblja smanjene državne potrošnje bila popraćena aprecijacijskim kretanjima realnog tečaja. U razdobljima nakon financijske krize obje varijable u određenoj mjeri imaju isti smjer kretanja, odnosno iste predznake.

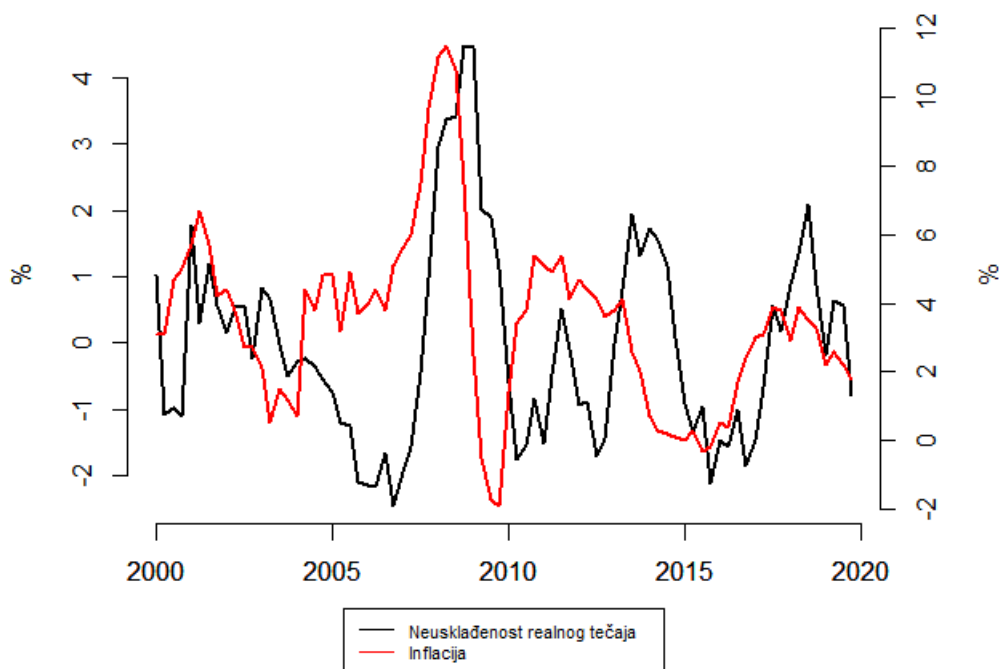
S obzirom na makroekonomske varijable i u pogledu utjecaja inflacije na kretanje realnog tečaja, Pettinger (2019) na primjeru Ujedinjenog Kraljevstva objašnjava više stope inflacije u



UK u odnosu na EU znače da cijene roba i usluga u UK rastu brže nego u EU čime robe i usluge UK-a postaju manje konkurentne. Posljedično se smanjuje potražnja za robama i uslugama UK-a što vodi k padu izvoza i samim tim manjoj potražnji za domaćom valutom. Isti autor navodi da će potrošači u UK u ovim okolnostima preferirati uvozna dobra što znači da će rasti potražnja za eurom u odnosu na funtu, a u skladu sa navedenim funta će u ovakvim uvjetima deprecirati. Jednako tako, deprecirani realni tečaj potiče rast inflacije. Ukoliko je domaća valuta deprecirana, doći će do rasta izvoza jer su uvozna dobra skuplja. Usljed navedenog, u dugom roku raste potražnja za domaćim robama i uslugama, a rast potražnje i potrošnje domaćih dobara i usluga potaknuti će rast inflacije.

U nastavku, grafikonima 16. i 17. prikazan je međuočnos kretanja neusklađenosti realnog tečaja i inflacije na primjeru Estonije i Njemačke.

**Grafikon 16. Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i inflacije (godišnja stopa promjene) Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine**

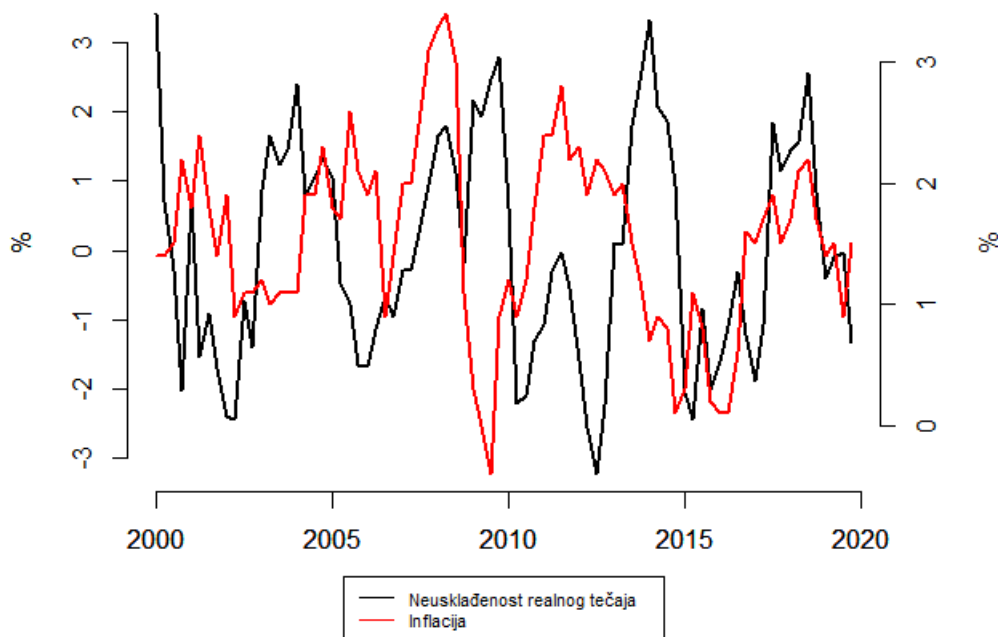


*Izvor: Eurostat, 2020: HICP (2015 = 100)- annual rate of change; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

U slučaju Estonije može se uočiti da su deprecijacijski pritisci na realni tečaj bili praćeni rastom stopa inflacije. U razdoblju od 2001. do 2007. godine, realni tečaj Estonije bilježio je aprecijacijska kretanja, dok je inflacija u tom razdoblju bilježila padajuće stope. Grafikonom se također može uočiti da su promjene u inflacijskim kretanjima u pravilu prethodile promjenama

u neusklađenosti realnog tečaja. Tako je inflacija već početkom 2007. godine doživjela značajan rast, a tek potom su slijedila deprecijacijska kretanja realnog tečaja. Jednako tako, pad inflacijskih kretanja početkom 2009. godine prethodio je nastanku aprecijacijskih pritisaka na realni tečaj. Opisana naizmjenična kretanja inflacije i neusklađenosti realnog tečaja nastavila su se sve do 2020. godine.

**Grafikon 17** Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i inflacije (godišnja stopa promjene) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine



*Izvor: Eurostat, 2020: HICP (2015 = 100)- annual rate of change; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

U slučaju razvijenijih zemalja EMU, veza između inflacije i neusklađenosti realnog tečaja postaje teže zamjetljiva. Navedeno se može uočiti u slučaju Njemačke gdje su kretanja neusklađenosti realnog tečaja i inflacije često bila suprotnog predznaka. Aprecijacijski pritisci na realni tečaj uglavnom su korespondirali sa rastom inflacijskih kretanja, dok su deprecijacijski pritisci na realni tečaj bili praćeni padajućim inflacijskim kretanjima.

Još jedna iznimno važna makroekonomska varijabla koja može utjecati na kretanje i prilagođavanje realnog tečaja je industrijska proizvodnja, odnosno stope rasta ili pada industrijske proizvodnje. Vaz i Baer (2014) u svom radu analiziraju utjecaj realnog tečaja na rast industrijske proizvodnje u Latinskoj Americi te iznose da aprecirani realni tečaj može utjecati na industrijsku proizvodnju na nekoliko načina: 1) Precijenjena valuta poskupljuje

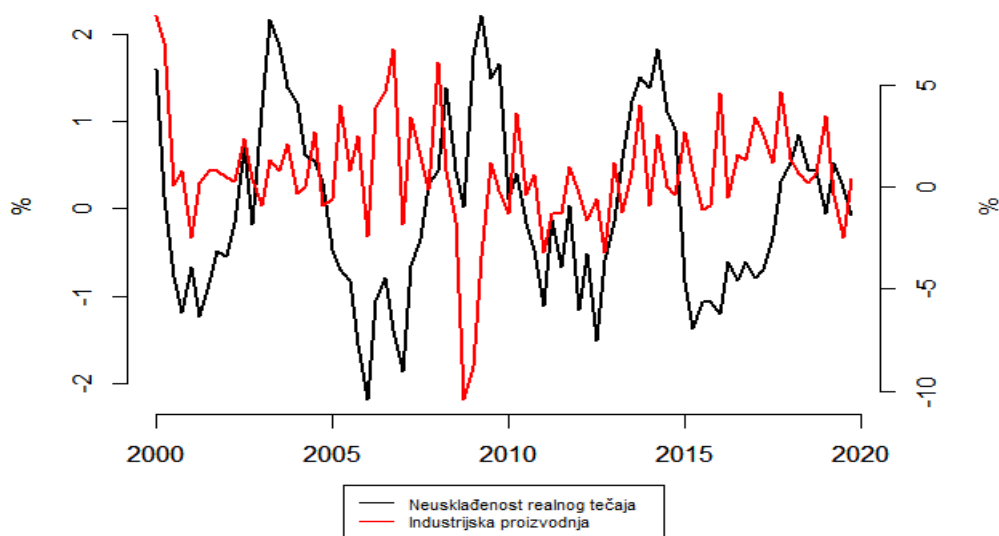
domaću industrijsku robu na međunarodnoj razini smanjujući tako njenu međunarodnu konkurentnost; 2) Precijenjena valuta čini uvozna intermedijarna dobra jeftinijima, što smanjuje troškove proizvodnje. Ako je navedena aprecijacija upravo nastala zbog povećane potražnje za primarnim robama, učinak dohotka može povećati domaću potrošnju industrijske robe.

U skladu sa prethodno navedenim autorima, Akinlo i Lawal (2015) tumače da deprecirani realni tečaj čini izvozna robu konkurentnijom i ima pozitivan učinak na profitabilnost, ali da istovremeno može imati negativan učinak ukoliko je većina intermedijarnih dobara uvezeno jer troškovi proizvodnje u ovom slučaju postaju znatno veći.

Za razliku od realnog tečaja čije kretanje ima direktan utjecaj na kretanje industrijske proizvodnje, sama industrijska proizvodnja ne ostvaruje direktan utjecaj na realni tečaj, ali svakako može posredno djelovati na njega. Ukoliko se pretpostavi da određeno gospodarstvo ostvaruje veće stope rasta industrijske proizvodnje, posljedično se može očekivati porast izvoza koji djeluje na rast potražnje za domaćom valutom djelujući aprecijacijski na kretanje realnog tečaja. Osim ovog kanala, industrijska proizvodnja može djelovati i na inflaciju koja također djeluje na realni tečaj. U slučaju rasta industrijske proizvodnje može se očekivati rast potražnje za proizvedenim dobrima što će dovesti do porasta inflacijskih kretanja. Konačni učinak inflacije na realni tečaj ovisi o odnosu inflacijskih kretanja u zemlji i inozemstvu, a objašnjen je u prethodnom dijelu gdje je analiziran utjecaj inflacije na realni tečaj.

Grafikonima 18 i 19. prikazano je kretanje neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje (mjerene kao postotna promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine) na primjeru Slovenije i Francuske.

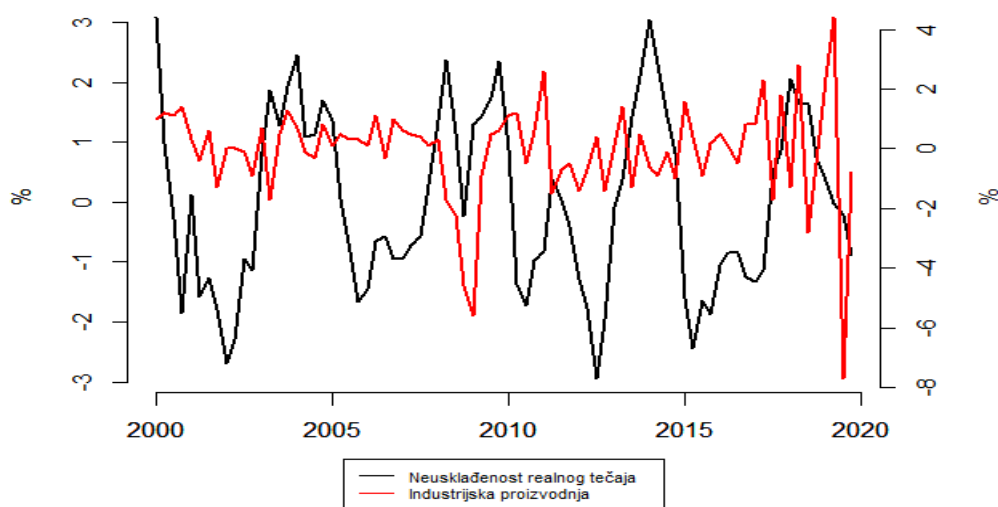
**Grafikon 18** Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje (% promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine) Slovenije u razdoblju od 2000. do 2020. godine



*Izvor: Eurostat, 2020: Production in industry; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

Na primjeru Slovenije kako je prikazano grafikonom 18 jako je teško jednoznačno utvrditi vezu između spomenutih varijabli. Ipak, u određenim dijelovima grafikona (2000.-2004., 2010.-2015.) može se uočiti da je kretanje obaju varijabli bilo usko vezano, odnosno da su razdoblja aprecijacije odgovarala razdobljima pada industrijske proizvodnje, a razdoblje deprecijacije odgovarala razdobljima rasta industrijske proizvodnje (izuzev krize 2008.-2009. kada je deprecijacija zabilježena zajedno sa padom industrijske proizvodnje).

**Grafikon 19 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje (% promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine) Francuske u razdoblju od 2000. do 2020. godine**



*Izvor: Izvor: Eurostat, 2020: Production in industry; Industrial countries' effective exchange rates - annual data (2010=100); obrada autora u 2015=100 i izračun neusklađenosti prema izrazu (2)*

U slučaju razvijenijih zemalja EMU kao što je Francuska, mnogo je teže uočiti vezu između kretanja industrijske proizvodnje i neusklađenosti realnog tečaja što je i u skladu sa nalazima Rodrika (2008) da deprecirani tečaj u razvijenim zemljama nužno ne stimulira rast, dok aprecirani nužno ne stimulira pad. U cjelokupnom razdoblju promatranja od 2000. do 2020. godine izmjenjivala su se razdoblja deprecijacije i aprecijacije koja nisu bila jednoznačno povezana sa razdobljima rasta i pada industrijske proizvodnje. Jako je sličan uzorak kretanja navedenih varijabli i po pitanju ostalih razvijenih zemalja EMU poput Njemačke, Belgije i Austrije.

U analiziranom poglavlju protumačene su mogućnosti kao i prednosti i nedostaci prilagođavanja realnog tečaja internom devalvacijom za koju je utvrđeno da ima upitne ishode i da se njene mjere u slučaju Španjolske, Portugala i Grčke nisu pokazale uspješnima u jeku posljednje financijske krize. Uz prethodno analizirani međudnos realnog BDP-a i neusklađenosti realnog tečaja, u ovom poglavlju analizirane su varijable kojima bi se moglo ostvariti prilagođavanje realnog tečaja, a odnose se na tri financijske varijable (saldo tekućeg računa bilance plaćanja, javni dug i proračunski saldo) i na dvije makroekonomske varijable (industrijska proizvodnja i inflacija). Teorijska i grafička analiza na primjeru manje razvijenih zemalja EMU i razvijenijih zemalja EMU pokazala je da sve analizirane varijable mogu imati

utjecaj na prilagođavanje realnog tečaja iako je odnos među varijablama jasniji u slučaju manje razvijenih zemalja EMU.

#### **2.4. Kritički osvrt na dosadašnja istraživanja i rezultate**

S obzirom na značaj realnog efektivnog tečaja i njegove interakcije sa makroekonomskim i finansijskim varijablama, dostupna literature obiluje radovima na predmetnu temu. Od značajnije literature potrebno je istaknuti sljedeće radove i njihove zaključke:

Guzman et al.(2018) analiziraju ulogu politike realnog deviznog tečaja kod promicanja gospodarskog razvoja i rasta u sektorima karakteriziranim tzv. efektom prelijevanja učenja, čiji razvoj dovodi do sveukupno bržeg gospodarskog rasta, dok se utjecaj politike realnog deviznog tečaja povećava ukoliko se provodi usporedno s odgovarajućim industrijskim politikama. Predmetni rad svoje zaključke donosi isključivo na temelju matematičkog modela bez stvarnih podataka odabranog uzorka zemalja. Budući da se radi isključivo o matematičkom modelu koji teorijski objašnjava samo jedan oblik funkcionalne zavisnosti odabranih varijabli, u stvarnom okruženju odabrane varijable mogu imati potpuno drugačiji oblik funkcionalne zavisnosti o drugim varijablama.

Gnimassoun i Mignon (2015) analizom panel podataka promatraju je li trajnost neusklađenosti tekućeg računa nelinearno ovisi o neusklađenosti realnog efektivnog tečaja. Glavni zaključci iz ovog rada su da postojanost neravnoteža na tekućem računu platne bilance ovisi o neusklađivanjima realnog tečaja i povećava se za prekoračenja vrijednosti viša od 11%. Glavni nedostaci ovoga rada nalaze se u izboru uzorka odnosno zemalja. Navedeni autori promatraju 22 zemlje (11 EMU i 11 ne-EMU) koje pripadaju skupini izrazito razvijenih zemalja, dok u razmatranje nisu uzete slabije razvijene zemlje čije uključivanje bi upućivalo na drugačije rezultate istraživanja. Također, ovim radom promatrane su samo dvije varijable (neusklađenost tekućeg računa i neusklađenost realnog efektivnog tečaja) što može upućivati na eventualnu pristranost procjenitelja usred problema ispuštenih varijabli. Jednako tako, odabir isključivo panel analize podataka onemogućava sagledavanje međusobne interakcije između svih varijabli uključenih u model.

Slimani i Allem (2018) također analizom panel podataka objašnjavaju magnitudu (veličinu) neusklađenosti realnog tečaja i njegovih determinanti zemalja Bliskog istoka i sjeverne Afrike (MENA regija). Rezultati provedene empirijske analize pokazali su da su kvaliteta institucija, finansijski razvoj i inflacija determinante pomaka realnog tečaja od njegove ravnotežne vrijednosti. Problem ovoga rada odnosi se na utvrđivanje ravnotežnog tečaja. Autori

procjenjuju ravnotežni tečaj kao funkciju određenih ekonomskih fundamenata koji sami ne moraju nužno biti na ravnotežnoj razini što posljedično rezultira pogrešnom procjenom ravnotežnog tečaja pa tako i njegove neusklađenosti. Također, u ekonomskoj literaturi ne postoji konačan popis ekonomskih fundamenata u određivanju ravnotežnog tečaja pa bi uključivanje drugih fundamenata rezultiralo drugačijim rezultatima dobivene neusklađenosti i determinanti pomaka istog od njegove ravnotežne vrijednosti.

Identični zaključci o načinu izbora ekonomskih fundamenata mogu se primijeniti na primjeru Deskar Škrbića (2017) koji analizira brojne odrednice realnog tečaja i u slučaju Hrvatske ne pronalazi argumente koji govore u prilog precijenjenosti valute.

Hosni (2015) koristeći strukturni vektorski autoregresijski model (SVAR) ocjenjuje relativnu važnost realne ponude i potražnje novca i nominalnih šokova u neusklađenosti realnog efektivnog tečaja na primjeru Egipta te pronalazi da najveći doprinos neusklađenosti realnog efektivnog tečaja imaju šokovi potražnje i ponude novca. Temeljni problem analiziranog SVAR modela odnosi se na identifikaciju dugoročnih restrikcija u modelu koje su neadekvatno procijenjene u konačnim uzorcima (u ovom slučaju  $N = 36$ ) te u konačnici vode pogrešnim zaključcima rezultata modela. Jednako tako, VAR modelom ne može se u obzir uzeti heterogenost između jedinica promatranja, odnosno njihove specifičnosti po kojima se razlikuju.

Comunale, M. (2017) istražuje interakcije između neusklađenosti tekućeg računa, realnog efektivnog tečaja te financijskih (i output) jazova unutar zemalja EU-a. Na 27 zemalja članica EU-a u razdoblju 1994-2012 primjenjuju tehnike panel VAR-a, uključujući Bayesian panel VAR. Rezultati istraživanja otkrivaju kako je za euro zonu reakcija neusklađenosti (neravnoteže) tekućeg računa na šok neusklađenosti realnog efektivnog tečaja najveća i kako financijski jaz može utjecati na neusklađivanje tekućeg računa više nego na output jaz. Kako bi uočili homogenosti između različitih skupina zemalja EU, autor cjelokupni uzorka zemalja ( $N = 27$ ) dijeli u tri skupine („jezgra“, „periferija“ i „nove države članice iz srednje i istočne Europe“) te primjenjuje tehnike Bayesian panel VAR-a. Problematičnost navedenog dijeljenja u skupine nalazi se u činjenici da je u svakoj skupini zemalja  $N < T$  čime procjene parametara nisu više nepristrane i konzistentne te rezultati analize upućuju na krive zaključke.

Gnimassoun i Mignon (2013) također primjenom tehnike panel VAR-a proučavaju interakcije između neusklađenosti tekućeg računa, realnog efektivnog tečaja i output jaz-a za 22 industrijalizirane zemlje koje su ujedno podijeljene u dvije grupe; 11 iz EMU i 11 iz ostatka svijeta za period od 1980-2011. Oni zaključuju da pozitivni šokovi output jaz-a kao i precijenjenost valute vodi ka većem deficitu tekućeg računa. S obzirom da je i ovom radu

ukupan  $N < T$ , što je posebno naglašeno u slučaju kada su zemlje podijeljene u dvije grupe (11 iz EMU i 11 iz ostatka svijeta), procjene parametara neće biti nepristrane i konzistentne te rezultati analize upućuju na krive zaključke.

Ozcelebi (2018) koristi panel VAR model kako bi odredio utjecaje volatilnosti tečaja na stopu rasta industrijske proizvodnje, inflaciju potrošačkih cijena, kratkoročne kamatne stope i prinose na dionice za 10 zemalja OECD-a koristeći mjesečne podatke od 01/1999-06/2017. Dekompozicijom varijance (VDC) utvrđeno je da volatilnost tečaja može biti sekundarni faktor varijacija neposrednih kamatnih stopa, dok funkcije impulsnog odaziva (IRF-ovi) otkrivaju da volatilnost tečaja može imati pozitivan utjecaj na likvidnostne uvjete na novčanom tržištu i povećanje realne gospodarske aktivnosti. Temeljni metodološki problem odnosi se na upotrebu mjesečnih podataka pri čemu je  $N = 10 < T = 222$  što ostavlja značajan prostor sumnji u dobivene rezultate procjene parametara, funkcija impulsnog odaziva i dekompozicije varijance. Ozcelebi i Yildirim (2017) također koriste PVAR metodu za 12 OECD zemalja s plutajućom valutom i liberalnim kapitalnim režimom koristeći kvartalne podatke od Q1 1999 – Q2 2017 kako bi analizirali interakcije između realnih tečajeva, stanja na tekućem računu, raspodjele prinosa obveznica, širokog novca, rasta industrijske proizvodnje i inflacije. Empirijsko istraživanje pokazuje da promjene realnih tečajeva mogu značajno utjecati na tekuće i kapitalne račune zemalja koje se istražuje. Kao i u prethodnom radu Ozcelebia (2018), korištenje kvartalnih podataka  $N = 12 < T = 74$  ostavlja značajan prostor sumnji da su dobivene procjene nepristrane i konzistentne.

Yuan i Chen (2012) upotrebom PVAR modela istraživali su interakcije između fiskalne politike, monetarne politike, tečaja i vanjskih neravnoteža, kao i njihov utjecaj na realni gospodarski rast u zemljama BRICS-a te potvrđuju značajnost utjecaja monetarnih šokova na gospodarsku aktivnost, dok je učinak fiskalne politike u ovim zemljama bio mnogo slabiji. U slučaju odnosa bilateralnih tečajeva i trgovinskih deficita (u odnosu na SAD), autori su zaključili da bilateralne trgovinske bilance BRICS-SAD ne reagiraju snažno na šokove deprecijacije valuta. U predmetnom radu može se naći nekoliko metodoloških problema. Prvi se odnosi na veličinu uzorka od samo pet zemalja, dok se drugi odnosi na odabranu vremensku seriju podataka koju čine kvartalni podaci koji uz to za niti jednu zemlju nisu ujednačeni već se za određene zemlje promatraju kvartalni podaci od početka 1994. godine, dok se za druge zemlje promatraju podaci od početka 2000. godine. Budući da se modelom analizira čak 7 endogenih varijabli s 2 pomaka postoji velika mogućnost da je promatrani model predimenzioniran te da nije zadovoljen uvjet stabilnosti modela.



Navedeni autori u opisanim radovima koristili su različite ekonometrijske metode kako bi odredili determinante neusklađenosti realnog tečaja i utjecaj neusklađenosti na makroekonomsku stabilnost, gospodarsku konkurentnost i ekonomski rast zemalja. Kritičkim osvrtom opisani su temeljni metodološki nedostaci u radovima spomenutih autora. Budući da je zadatak specijalističkog rada ocijeniti međusobni utjecaj neusklađenosti realnog tečaja te makroekonomskih i financijskih varijabli u endogenom modelu kako bi se odredile determinante neusklađenosti realnog tečaja, izbor panel VAR metode predstavlja najprikladniju tehniku za promatranu vrstu analize.

### 3. VEKTORSKI AUTOREGRESIJSKI PANEL MODEL

Predmetno poglavlje podijeljeno je na tri dijela; u prvom potpoglavljju biti će specificiran vektorski autoregresijski panel model (PVAR) tj. objasniti će se glavne značajke ovog modela, njegove prednosti i nedostaci, kao i mogućnosti efikasne primjene. Drugo i treće potpoglavlje odnose se na generaliziranu metodu momenata (GMM), odnosno na GMM procjenitelj u prvim diferencijama i GMM sistemski procjenitelj, a u kojima će biti objašnjenje karakteristike predmetnih metoda.

#### 3.1. Specifikacija vektorskog autoregresijskog panel modela (PVAR) te njegove prednosti i nedostaci

Prvi vektorski autoregresijski panel model (PVAR) definirali su Holtz-Eakin et al. (1988). Sami modeli vektorske autoregresije vremenskih serija (VAR) nastali su unutar makroekonomske literature kao svojevrsna alternativa modelima simultanih jednadžbi (Sims, 1980). U VAR modelima sve se varijable u pravilu tretiraju kao endogene, iako se na temelju određenih teorijskih modela ili statističkih postupaka mogu nametnuti identifikacijska ograničenja u svrhu raščlanjivanja utjecaja egzogenih šokova na sustav (Abrigo i Love, 2016). Sigmund i Ferstl (2019) proširili su Holtz-Eakinov vektorski autoregresijski panel model na način da model uključuje  $p$  pomaka (lagova)  $m$  endogenih varijabli,  $k$  predeterminiranih varijabli i  $n$  strogo egzogenih varijabli te razmatraju sljedeći stacionarni PVAR s fiksnim efektima<sup>10</sup>:

$$y_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^p A_l y_{i,t-l} + B x_{i,t} + C s_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

<sup>10</sup> Isti autori naglašavaju da je moguća specifikacija modela i sa slučajnim efektima u kontekstu dinamičkog panela, ali da se zahtjeva snažna pretpostavka o individualnim efektima.

pri čemu je  $y_{i,t}$   $m$  – dimenzionalni vektor endogenih varijabli za  $i$ -tu jedinicu promatranja u vremenu  $t$ . a  $y_{i,t-l}$  je  $m$ -dimenzionalni vektor pomaknutih vrijednosti endogenih varijabli s pomakom  $l$ . Neka je  $s_{i,t} \in \mathbb{R}^n$ ,  $n \times 1$  vektor strogo egzogenih varijabli koje ne zavise niti o  $\epsilon_{i,t}$  niti o  $\epsilon_{i,t-s}$  za  $s = 1, \dots, T$  i  $i = 1, \dots, N$ . Također, greške relacije  $\epsilon_{i,t}$  identično su i nezavisno distribuirani (i.i.d.) za svaki  $i$  i  $t$  sa  $\mathbb{E}[\epsilon_{i,t}] = 0$  i  $Var[\epsilon_{i,t}] = \Sigma_\epsilon$ .  $\Sigma_\epsilon$  je pozitivna semidefinitna matrica.

Sigmund i Ferstl (2019) pretpostavljaju da se svi korijeni od  $A$  u izrazu (3) nalaze unutar jediničnog kruga kako bi se osigurala stacionarnost u širem smislu. Jedinica promatranja  $i$  i vremenski presjek  $t$  definirani su kako slijedi:  $i = 1, 2, \dots, N$  i  $t = 1, 2, \dots, T$ .

PVAR modeli posebno su prikladni za rješavanje različitih ekonomskih pitanja jer su u stanju da: a) zabilježe dinamičke međuovisnosti, b) tretiraju veze među jedinicama simetrično (sve su varijable endogene) c) lako ugrade varijancu šokova i d) u obzir uzimaju heterogenost između jedinica promatranja odnosno njihove specifičnosti po kojima se razlikuju (Canova i Ciccarelli, 2013).

Posebna prednost panel VAR-a je mogućnost procjene utjecaj ortogonalnih šokova - tj., utjecaja šoka jedne varijable na drugu varijablu, održavajući šokove ostalih varijabli jednakim nula. To se postiže funkcijama impulsnog odaziva, koje opisuju reakciju jedne varijable na inovacije u drugoj varijabli u sustavu, a držeći sve ostale šokove jednake nuli (Grossmann, et al, 2014). Funkcija impulsnog odaziva prikazuje smjer, jačinu i trajanje reakcije na šok u modelu te se najčešće prikazuje s intervalom pouzdanosti u cilju utvrđivanja nesigurnosti odaziva na šok (odaziv različit od nule) tj. stvarnog predznaka reakcije (Jovaničević, 2012).

Izračun funkcije impulsnog odaziva može se formalizirati izvođenjem takozvane PVMA-X reprezentacije (panel vektorska reprezentacija pomičnog prosjeka s egzogenim varijablama) PVAR-X (1)<sup>11</sup> procesa (Sigmund i Ferstl, 2019):

$$y_{i,t} = \mu_i + \left( \sum_{j=0}^{\infty} A^{j-1} [BC] \right) \begin{bmatrix} x_{i,t-j} \\ s_{i,t-j} \end{bmatrix} + \left( \sum_{j=0}^{\infty} A^j \right) [\epsilon_{i,t-j}] \quad (4)$$

<sup>11</sup> Sigmund i Ferstl (2019) naglašavaju da PVAR (p) proces može biti izražen kao PVAR (1) proces te da nije potrebno izvoditi općenitiji izraz

Sigmund i Ferstl (2019) napominju da su u analizi impulsnog odaziva predeterminirane i strogo egzogene varijable tretirane na isti način. Na temelju PVMAX reprezentacije funkcija impulsnog odaziva može biti izražena na sljedeći način:

$$IRF(k, r) = \frac{\partial y_{i,t+k}}{\partial (\epsilon_{i,t})_r} = A^k e_r, \quad (5)$$

pri čemu  $k$  označava broj razdoblja (perioda) nakon šoka na  $r$ -tu komponentu  $\epsilon_{i,t}$ , a pri čemu je  $e_r$   $m \times 1$  vektor sa jedinicama (1) u  $r$ -tom stupcu i 0 inače.

Neka je  $\Sigma_\epsilon$  matrica kovarijanci od  $\epsilon_t$ . Obično su elementi izvan dijagonale  $\Sigma_\epsilon$  različiti od 0 pa šokovi preko  $m$  jednadžbi nisu međusobno nezavisni jedan od drugog. Parametri PVAR modela u tom slučaju se moraju prilagoditi na način da su odazivi na „nezavisne“ šokove preneseni na PVAR sustav shodno tome. Budući da je pretpostavljeno da je  $\Sigma_\epsilon$  simetrična pozitivno definitna matrica postoji jedinstvena Cholesky dekompozicija takva da je  $\Sigma_\epsilon = PP^T$ , pri čemu je  $P$  donja trokutasta matrica. Definiranjem  $\theta_k = A^k P$  i  $u_{i,t} = P^{-1} \epsilon_{i,t}$  dobije se ortogonalna funkcija impulsnog odaziva:

$$OIRF(k, r) = \frac{\partial y_{i,t+k}}{\partial (u_{i,t})_r} = \theta_k e_r. \quad (6)$$

Sigmund i Ferstl (2019) u ovom dijelu upozoravaju na Lutkepohlov (2007) zaključak da iako je Cholesky dekompozicija jedinstvena, ovisi o redoslijedu varijabli u modelu što je kritizirano u stručnoj literaturi.

Lutkepohl (2007) navodi da je dekompozicija varijance prognostičkih pogrešaka (engl. *forecast error variance decomposition, FEVD*) još jedan od alata za interpretaciju PVAR modela kojim se određuje koliko varijance prognostičke pogreške svake varijable modela može biti objašnjeno (protumačeno) egzogenim šokovima drugih varijabli. Dekompozicijom varijance postiže se raščlanjivanje varijance promatrane varijable na dio objašnjen šokom u samoj varijabli i dio koji je izazvan ostalim varijablama u modelu. Dekompozicija varijance pruža uvid o važnosti pojedine varijable u modelu pri objašnjavanju varijacije promatrane varijable (Jovaničević, 2012). Navedeno akumuliranje tijekom vremenskog perioda je izrazito važno jer pruža uvid o značajnosti pojedine varijable modela u objašnjavanju varijance promatrane varijable.

Dekompozicija varijance prognostičkih pogrešaka počinje definiranjem prognostičke pogreške u  $h$ -koraka u MA reprezentaciji:

$$y_{i,t+h} - y_{i,t} = \sum_{k=0}^{h-1} \theta_k u_{i,t-k} \quad (7)$$

Neka je  $\theta_{k,m,n}$ ,  $m - n^{ta}$  komponenta  $\theta_k$ . Tada je moguće odrediti doprinos inovacija u varijabli  $n$  prognoze h-koraka varijance prognostičke pogreške ili srednje kvadratne pogreške (engl. Mean Square Error) varijable  $m$  (Sigmund i Ferstl, 2019):

$$y_{i,m,t+h} - y_{i,m,t} = \sum_{k=0}^{h-1} (e_m^T \theta_k e_n)^2 \quad (8)$$

Ako se jednačba (8) podijeli sa srednjom kvadratnom pogreškom prognoze h-koraka  $y_{i,m,t+h}$  dobije se varijanca prognostičke pogreške varijable  $y_{i,m}$ :

$$\omega_{m,n,h}^o = \sum_{k=0}^{h-1} (e_m^T \theta_k e_n)^2 / \left( \sum_{k=0}^{h-1} \sum_{m=1}^m \theta_{k,m,n}^2 \right) \quad (9)$$

Uz sve navedene prednosti potrebno je navesti sljedeće nedostatke PVAR modela: 1) veličina uzorka ( $N$ ) mora biti veća od vremenske komponente panel podataka ( $T$ ) jer u suprotnom procjene neće biti nepristrane i konzistentne. Kako bi se navedeno postiglo uobičajeno se koriste godišnji podaci, a ne kvartalni ili mjesečni. Također, godišnji podaci nisu podložni sezonalnosti pa nije potrebno izvorne vrijednosti desezonirati; 2) Zbog velikog broja endogenih varijabli i broja pomaka PVAR je predimenzioniran tj, puno se parametara procjenjuje pa postoji mogućnost da nije zadovoljena stabilnost modela. Time postaje teže identificirati matricu instrumenata.

Iz navedenog se može zaključiti da je PVAR metodologiju moguće adekvatno primijeniti samo za ograničen broj varijabli, reducirani broj valjanih instrumenata te za stacionarne varijable koje su opažene u jednako udaljenim vremenskim točkama  $T$  uz uvjet  $N > T$ .

### 3.2. GMM procjenitelj u prvim diferencijama

Prije samog izračuna GMM (engl. *Generalized Method of Moments*) procjenitelja u prvim diferencijama ukratko su definirane dvije metode procjenjivanja parametara, odnosno procjena parametara metodom momenata (engl. *Method of Moments*, MM metoda) i procjena parametara generaliziranom metodom momenata (GMM metoda) iz koje slijedi izračun GMM procjenitelja u prvim diferencijama.

## Izračun GMM procjenitelja u prvim diferencijama

Osnovna ideja metode momenata je da se momenti populacije zamijene momentima uzorka, što znači da se očekivanje zamjenjuje aritmetičkom sredinom uzorka, varijancom uzorka itd. (Bahovec i Erjavec, 2009).

GMM generalizira metodu momenata (MM) dopuštajući da broj uvjeta na momente bude veći od broja parametara. Uvođenje dodatnih uvjeta na momente GMM čini učinkovitijom od MM.

Konkretan izračun GMM procjenitelja u prvim diferencijama u potpunosti prati formulacije i notacije Sigmunda i Ferstla (2019). Izračun je prikazan na primjeru dvije varijable ( $m = 2$ ) tj. neusklađenosti realnog tečaja (izračunate iz aktualnog realnog tečaja nad kojim je upotrijebljen HP filter kako bi se otklonile kratkoročne fluktuacije povezane sa poslovnim ciklusima) i industrijske proizvodnje. U izračunu se koriste godišnji podaci u razdoblju od 2010. do 2019. godine ( $T = 10$ ), dok se prostorna komponenta odnosi na zemlje članice EMU ( $N = 19$ ). Radi kompleksnosti izračuna i jednostavnosti prikaza rezultata, u postupak izračuna uključene se samo dvije navedene varijable.

Prethodno izračunu GMM procjenitelja u prvim diferencijama, Sigmund i Ferstl (2019) definiraju prve diferencije s uvjetima na momente predložene od strane Holtz-Eakin et al. (1988) i Arellano i Bond (1991).

U prvom koraku prije postavljanja prve diferencije procjenitelja s uvjetima na momente, Sigmund i Ferstl (2019) primjenjuju prve diferencije ili ortogonalnu transformaciju unaprijed<sup>12</sup> na izraz (3):

$$\Delta^* y_{i,t} = \sum_{l=1}^p A_l \Delta^* y_{i,t-l} + B \Delta^* x_{i,t} + C \Delta^* s_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

gdje  $\Delta^*$  označava prvu diferenciju ili ortogonalnu transformaciju unaprijed. Transformacija prvom diferencijom postoji za  $t \in \{p + 2, \dots, T\}$ , a za ortogonalnu transformaciju unaprijed postoji za  $t \in \{p + 1, \dots, T - 1\}$ . Sigmund i Ferstl (2019) označavaju skup indeksa  $t$  za koje postoji transformacija po  $\mathbb{T}_{\Delta^*}$ . GMM uvjeti za svaki individualni  $i$  postavljeni su u skladu sa

---

<sup>12</sup>  $y_{i,t+1} = c_{i,t}(y_{i,t} - 1/T_{i,t} \sum_{s>t} y_{i,s})$ , pri čemu je  $c_{i,t} = \sqrt{T_{i,t}/(T_{i,t} + 1)}$ . Transformacija je predložena od strane Arellana and Bovera (1995) u cilju smanjenja gubitka podataka uslijed praznina u istima.

radom Binder et al. (2005). Sigmund i Ferstl (2019) izvode uvjete na momente za endogene, predeterminirane i strogo egzogene varijable<sup>13</sup> s pomakom za svaki pojedini  $i$ .

GMM u prvim diferencijama s uvjetima na momente:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\Delta^* \epsilon_{i,t} y_{i,j}^T] &= 0 \quad j \in \{1, \dots, T-2\} \quad i \quad t \in \mathbb{T}_{\Delta^*} \\ \mathbb{E}[\Delta^* \epsilon_{i,t} x_{i,j}^T] &= 0 \quad j \in \{1, \dots, T-1\} \quad i \quad t \in \mathbb{T}_{\Delta^*} \\ \mathbb{E}[\Delta^* \epsilon_{i,t} \Delta^* s_{i,t}^T] &= 0 \quad t \in \mathbb{T}_{\Delta^*}\end{aligned}\tag{11}$$

Dimenzije navedenih matrica su sljedeće:  $\Delta^* \epsilon_{i,t}$  je  $m \times 1$ ,  $y_{i,j}$  je  $m \times 1$ ,  $x_{i,j}$  je  $k \times 1$  te  $\Delta^* s_{i,t}$  je  $n \times 1$ .

$q_{i,t}$  se definira u svrhu kasnijeg izvođenja na sljedeći način:

$$q_{i,t}^T := (y_{i,t-p-1}^T, y_{i,t-p-2}^T, \dots, y_{i,1}^T, x_{i,t-1}^T, x_{i,t-2}^T, \dots, x_{i,1}^T, \Delta^* s_{i,t}^T) \quad t \in \{p+2, \dots, T\}$$

a slaganjem preko  $t$  rezultira:

$$Q_i = \begin{pmatrix} q_{i,p+2}^T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q_{i,p+3}^T & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & q_{i,T}^T \end{pmatrix}\tag{12}$$

Potom se slaganjem preko  $t$  redefinira izraz (10):

$$\Delta^* Y_i = \sum_{l=1}^p \Delta^* Y_{i,l} A_l^T + \Delta^* X_i B^T + \Delta^* S_i C^T + \Delta^* E_i\tag{13}$$

gdje su  $\Delta^* Y_i$ ,  $\Delta^* Y_{i,l}$  i  $\Delta E_i$  matrice  $(T-1-p) \times m$ , dok  $A$ ,  $B$  i  $C$  jednakih dimenzija kao i u izrazu (3).  $\Delta^* X_i$  je  $(T-1-p) \times k$ , a  $\Delta^* S_i$  je  $(T-1-p) \times n$  matrica. Na temelju izraza (13) postavljeni su složeni uvjeti na momente za svaki  $i$ :

$$\mathbb{E}[Q_i^T (\Delta^* E_i)] = 0\tag{14}$$

Uz pomoć dobivenih složenih uvjeta na momente, Sigmund i Ferstl (2019) definiraju GMM funkcije momenata u prvim diferencijama:

<sup>13</sup> Izračun GMM procjenitelja na primjeru neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje radi jednostavnosti prikaza koristi dakle samo endogene varijable s pomakom (1).

$$\hat{g}(\boldsymbol{\phi}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{g}_i(\boldsymbol{\phi}) \quad (15)$$

$$\hat{g}_i(\boldsymbol{\phi}) = (Q_i \otimes I_{m \times m}) (\text{vec}(\Delta^* E_i))$$

Funkcija momenata u prvim diferencijama navodi da je prosjek uzorka  $\hat{g}_i(\boldsymbol{\phi})$  blizu svog stvarnog parametra  $\boldsymbol{\phi}_0$  u izrazu (14) s obzirom na to da je  $\Delta^* E_i = \Delta^* W_i - \Delta^* W_{minus,i} \boldsymbol{\phi}_0^T$ , pri čemu je  $W_i = Y_i$  i  $\Delta^* W_{minus,i} := [\Delta^* Y_{i,-1} \quad \Delta^* X_i \quad \Delta^* S_i]$ .

Sigmund i Ferstl (2019) također daju napomenu o broju uvjeta na momente u prvim diferencijama. Navedeni autori ističu da broj uvjeta na momente ovisi o matrici instrumenata  $Q_i$  iz izraza (12) čije su dimenzije vrlo velike. Dimenzije matrice  $Q_i$  ovise o broju pomaka endogenih varijabli ( $p$ ), broju endogenih varijabli ( $m$ ), broju predeterminiranih varijabli ( $k$ ) i broju strogo egzogenih varijabli ( $n$ ). Za svaku endogenu varijablu s pomakom i predeterminiranu varijablu, broj uvjeta na momente slijedi sumu dva dijela: 1) prvi dio je aritmetička progresija  $S_1 = \frac{n_1}{2} * (a_1 + (n_1 - 1) * d)$ , gdje se treba identificirati vrijednost prvog elementa  $a_1$ , broj elemenata  $n_1$  i razlika između dva uzastopna elementa  $d = 1$ ; 2) drugi dio sastoji se od sume dvaju elemenata  $a_2$  i  $n_2$ :  $S_2 = a_2 * n_2$  i primjenjuje se ako je broj uvjeta na momente ograničen prije određenog pomaka ( $L_{min}^{endo}$  i  $L_{min}^{pre}$ ) ili poslije određenog pomaka ( $L_{max}^{endo}$  i  $L_{max}^{pre}$ ). Iz navedenog slijedi:

$$\dim(Q_i) = (T - 1 - p) \times S \quad (16)$$

pri čemu je  $S = S_m + S_k + S_n$ <sup>14</sup>.

Sigmund i Ferstl (2019) nadalje objašnjavaju da s obzirom na velike dimenzije matrice instrumenata  $Q_i$  u modelu postoji prevelik broj uvjeta na momente za identificiranje mogućeg malog broja parametara. S tim u vezi postoji nekoliko dobrih razloga zašto reduciranje broja uvjeta na momente u mnogim slučajevima može biti od velike važnosti. Prvi slučaj odnosi se na problem proliferacije (širenja) instrumenata (Roodman, 2009a) koja je nužna u GMM procjeni dinamičkih panel modela kada su iskorišteni svi pomaci endogenih eksplanatornih varijabli (predeterminiranih varijabli), a broj uvjeta na momente se povećava sa  $T$  i s dimenzijom vektora endogenih regresora i predeterminiranih varijabli. Navedeni problem posljedica je svojstava višeg reda GMM procjenitelja povezanih s izborom težinske matrice procjenitelja u dva koraka. Drugi problem povezan je sa asimptotskim svojstvima (ponašanjem). Sigmund i Ferstl (2019) ističu nalaze Alvareza i Arellana (2003) koji su pokazali

<sup>14</sup> Radi velikog broja popratnih formula vezanih uz izvođenje  $S_m$ ,  $S_k$  i  $S_n$  iste su u predmetnom radu izostavljene, a mogu se pronaći u radu „Panel Vector Autoregression in R with the package panelvar“ (Sigmund i Ferstl, 2019).

da je moguće dobiti konzistentnost GMM procjenitelja u panelu s velikim  $T$  ( $N \rightarrow \infty$  i  $T \rightarrow \infty$ ) pod sljedećim uvjetom:  $\log(T)^2/N \rightarrow 0$  pod uvjetom da se koristi optimalna težinska matrica. U praksi, za velike  $T$ , ako se može ispraviti broj uvjeta na momente  $q$  nakon što je  $T > c$ , GMM u prvim diferencijama ostaje konzistentan. Dodatan dokaz pružili su Koenker i Machado (1999) koji ističe da GMM procjenitelj u prvim diferencijama ostaje konzistentan i asimptotski normalno distribuiran u slučaju kada  $T \rightarrow \infty$  uz uvjet:  $q^3/N \rightarrow 0$ . Osim toga, smanjene broja uvjeta na momente nužno je u slučaju velikih setova panel podataka kako bi procjena istih bila računski izvediva.

Dostupna literatura (Mehrhoff, 2009) iznosi mogućnost smanjena broja uvjeta na momente fiksiranjem maksimalnog broja pomaka  $L_{max}$  nakon kojeg se ne koriste daljnji instrumenti, ako su dostupni. Sigmund i Ferstl (2019) nadopunjuju u svom radu navedenu mogućnost iznoseći da je statistički moguće kod smanjena broja uvjeta na momente ne započeti sa prvim mogućim pomakom instrumenata  $L_{min}$  nego sa većim pomakom. Navedeni autori primjenjuju linearnu transformaciju na matricu  $Q_i^{endo}$  kako bi smanjili broj redaka i stupaca koji imaju elemente koji nisu nula.

Na temelju uvjeta na momente iz izraza (14) i izvedenog skupa instrumenata  $Q_i$ , Sigmund i Ferstl (2019) formuliraju sljedeću vrijednosnu funkciju:

$$\begin{aligned} \Pi(\boldsymbol{\phi}) = & \left( \sum_{i=1}^N Z_i^T \text{vec}(\Delta^* Y_i - [\Delta^* Y_{i-1} \ \Delta^* X_i \ \Delta^* S_i] \boldsymbol{\phi}) \right)^T \Lambda_Z^{-1} \left( \sum_{i=1}^N Z_i^T \text{vec}(\Delta^* Y_i \right. \\ & \left. - [\Delta^* Y_{i-1} \ \Delta^* X_i \ \Delta^* S_i] \boldsymbol{\phi}) \right) \end{aligned} \quad (17)$$

pri čemu je  $\boldsymbol{\phi}$  definiran kao  $[A, B, C]$  što je  $m \times (p + k + n)$  matrica.  $\Lambda_Z$  je GMM težinska matrica. Isti autori također definiraju  $\Delta^* W_{minus,i} := [\Delta^* Y_{i-1} \ \Delta^* X_i \ \Delta^* S_i]$  i  $\Delta^* W_i = \Delta^* Y_i$ . Sigmund i Ferstl (2019) u svom radu slijede standardnu GMM literaturu (Newey i McFadden, 1994; Hansen, 2012) koja predlaže postupak procjene u jednom koraku i u dva koraka koje se razlikuju u načinu kako je  $\Lambda_Z$  definirana. Budući da se procjena u dva koraka nadovezuje na rezidualne procjene u jednom koraku, Sigmund i Ferstl (2019) započinju sa (inicijalnom) procjenom u jednom koraku  $\boldsymbol{\phi}_{IE}$ . Za procjenu u jednom koraku navedeni autori slijede Bindera et al. (2005) i definiraju  $\Lambda_Z$  kako slijedi:

$$\Lambda_Z = \left( \sum_{i=1}^N Q_i^T D D^T Q_i \right) \otimes I_{m \times m} \quad (18)$$



Neka je  $V_i$  matrica sa netransformiranim podacima vremenskog niza presjeka  $i$ . Tada postoji  $(T - 1) \times T$  linearna transformacija matrice  $D$  takva da je  $DV_i = \Delta^*V_i$ . Ukoliko se primjeni transformacija prvim diferencijama kako bi se uklonili fiksni efekti tada matrica  $D$  ima sljedeću strukturu  $((T - 1 - p) \times (T - p))$ :

$$D = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{pmatrix} \quad (19)$$

Ukoliko se primjenjuje ortogonalna transformacija unaprijed kako bi se uklonili fiksni efekti tada matrica  $D$  ima strukturu  $((T - 1 - p) \times (T))$ :

$$D = \begin{pmatrix} \sqrt{\frac{T-1}{T}} & -\sqrt{\frac{1}{T(T-1)}} & -\sqrt{\frac{1}{T(T-1)}} & \cdots & -\sqrt{\frac{1}{T(T-1)}} \\ 0 & \sqrt{\frac{T-2}{T-1}} & -\sqrt{\frac{1}{(T-1)(T-2)}} & \cdots & -\sqrt{\frac{1}{(T-1)(T-2)}} \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{\frac{1}{2}} & -\sqrt{\frac{T-1}{T}} \frac{1}{T-(T-1)} \end{pmatrix} \quad (20)$$

Koristeći izraz (23) čija inicijalna težinska matrica daje procjenitelja u prvom koraku  $\hat{\phi}_{IE}$ :

$$vec(\hat{\phi}_{IE}) = (S_{ZX}^T \Lambda_Z^{-1} S_{ZX})^{-1} S_{ZX}^T \Lambda_Z^{-1} vec(S_{Zy}) \quad (21)$$

Kod procjene u dva koraka za izbor optimalne težinske matrice  $\Lambda_Z$  potrebni su reziduali procjene u prvom koraku  $(\Delta^* \hat{E}_i = \Delta^* Y_i - \Delta^* W_{minus,i} \hat{\phi}_{IE})$ . Izvodivo učinkovit procjenitelj generalizirane metode momenata (engl. *The feasible efficient general methods of moment estimator, FEGMM*) glasi kako slijedi:

$$vec(\hat{\phi}_{FEGMM}) = (S_{ZX}^T \Lambda_{Z\hat{e}}^{-1} S_{ZX})^{-1} S_{ZX}^T \Lambda_{Z\hat{e}}^{-1} vec(S_{Zy}) \quad (22)$$

pri čemu je :

$$\begin{aligned} \Delta^* W_i &= \Delta^* Y_i, \\ \Delta^* W_{minus,i} &= [\Delta^* Y_{i-1} \quad \Delta^* X_i \quad \Delta^* S_i], \\ S_{QX} &= \sum_{i=1}^N Q_i^T \Delta^* W_{i,minus} \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned}
S_{QY} &= \sum_{i=1}^N Q_i^T \Delta^* W_i, \\
Z_i &= Q_i \otimes I_{m \times m}, \\
S_{ZX} &= S_{QX} \otimes I_{m \times m}, \\
S_{ZY} &= \text{vec}(S_{QY}^T), \\
\Lambda_Q &= \left( \sum_{i=1}^N Q_i^T D D^T Q_i \right) \\
\Lambda_Z &= \Lambda_Q \otimes I_{m \times m}, \\
\hat{e}_i &= \text{vec}(\hat{E}_i), \\
\hat{E}_i &= \Delta W_i - \Delta W_{\text{minus},i} \hat{\Phi}_{IE}, \\
\Lambda_{Z\hat{e}} &= \sum_{i=1}^N Z_i^T \Gamma_{\hat{e}} Z_i \\
\Gamma_{\hat{e}} &= \sum_{i=1}^N \hat{e}_i \hat{e}_i^T
\end{aligned}$$

U nastavku rada prikazan je konkretan izračun parametara modela uz primjenu GMM u prvim diferencijama (engl. *first-differences*, fd) na primjeru neusklađenosti realnog tečaja („*neusklađenost*“) i industrijske proizvodnje („*indpr*“). Varijable su endogene i s pomakom  $p = 1$ , a jednadžbe modela su sljedeće:

$$\begin{aligned}
\Delta \text{neusklađenost}_{i,t} &= \alpha_1 \Delta \text{neusklađenost}_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta \text{indpr}_{i,t-1} \\
\Delta \text{indpr}_{i,t} &= \alpha_3 \Delta \text{neusklađenost}_{i,t-1} + \alpha_4 \Delta \text{indpr}_{i,t-1}
\end{aligned} \tag{24}$$

Sukladno jednadžbi (3) sustav jednadžbi u obliku prvih diferencija se zapiše u vektorskom obliku:

$$\Delta y_{i,t} = A_1 \Delta y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \tag{25}$$

Koeficijenti matrica  $A_1$  su zajednički za sve zemlje promatranja i konstantni u vremenu

$$A_1 = \begin{pmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{pmatrix}, \tag{26}$$

pri čemu broj 1 u eksponentu označava broj pomaka.

Rezultati modela prikazani su na slici 1:

**Slika 1 Rezultati PVAR analize modela neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM		
-----		
Transformation: First-differences		
=====		
	neusklađenost	industrija
-----	-----	-----
lag1_neusklađenost	0.8255 (0.5569)	-0.0092 (0.8228)
lag1_industrija	-0.0093 (0.0140)	0.5587 *** (0.1226)
-----	-----	-----
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05		

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Prema dobivenim rezultatima matrica koeficijenata je:

$$A_1 = \begin{pmatrix} 0,8255 & -0,0092 \\ -0,0093 & 0,5587 \end{pmatrix}$$

Radi jednostavnosti primjera izabran je PVAR model najmanjih mogućih dimenzija s jednom pomakom ( $p = 1$ ) i dvije endogene varijable ( $m = 2$ ), dok su panel podaci korišteni na osnovu uzorka izabranog za ovo istraživanje, tj. 10 godina ( $T = 10$ ) i 19 članica EMU ( $N = 19$ ).

Cjelokupan postupak izračuna objašnjen je u koracima po uzoru na izraze prikazane u postupku definiranja GMM procjenitelja u prvim diferencijama.

U prvom koraku prikazana je matrica izvornih podataka na primjeru Austrije<sup>15</sup> dimenzija ( $10 \times 2$ ):

$$Y_{AT} = \begin{matrix} \text{period} & \begin{pmatrix} \text{neusklađenost} & \text{indpr} \end{pmatrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \\ 7 \\ 8 \\ 9 \\ 10 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0,07719 & 4,4 \\ 0,09244 & 5,4 \\ -0,46533 & 1,0 \\ -0,38103 & 0,4 \\ 0,30532 & 0,3 \\ 0,18798 & 1,3 \\ 0,43773 & 2,1 \\ 0,22999 & 6,0 \\ -0,00308 & 5,4 \\ -0,48206 & 1,4 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

<sup>15</sup> Radi preglednosti rezultata i ovdje će u većini slučajeva biti prikazane matrice samo za jednu zemlju (Austriju)

Matrica  $\Delta^*W_i$  je  $(9 \times 2)^{16}$  matrica prvih diferencija dviju endogenih varijabli, a navedenih matrica ima koliko i zemalja ( $N = 19$ ) i na primjeru Austrije izgleda kako slijedi:

$$\Delta^*W_{AT} = \begin{matrix} & \text{period} & \left( \begin{array}{cc} fd\_neusklađenost & fd\_indpr \end{array} \right) \\ \begin{matrix} 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \\ 7 \\ 8 \\ 9 \\ 10 \end{matrix} & & \begin{pmatrix} 0,01525 & 1,0 \\ -0,55777 & -4,4 \\ 0,08430 & -0,6 \\ 0,68635 & -0,1 \\ -0,11735 & 1,0 \\ 0,24976 & 0,8 \\ -0,20774 & 3,9 \\ -0,23307 & -0,6 \\ -0,47897 & -4,0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Matrica  $\Delta^*W_{minus,i}$  također je matrica prvih diferencija s jednim pomakom  $p = 1$ , dimenzija  $(8 \times 2)$ , a navedenih matrica ima koliko i zemalja ( $N = 19$ ). Na primjeru Austrije izgleda kako slijedi:

$$\Delta^*W_{minus,AT} = \begin{matrix} & \text{period} & \left( \begin{array}{cc} fd\_lag1\_neusklađenost & fd\_lag1\_indpr \end{array} \right) \\ \begin{matrix} 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \\ 7 \\ 8 \\ 9 \\ 10 \end{matrix} & & \begin{pmatrix} 0,01525 & 1,0 \\ -0,55777 & -4,4 \\ 0,08430 & -0,6 \\ 0,68635 & -0,1 \\ -0,11735 & 1,0 \\ 0,24976 & 0,8 \\ -0,20774 & 3,9 \\ -0,23307 & -0,6 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

U sljedećem koraku definira se matrica reduciranog broja instrumenata  $Q_i$  endogenih varijabli u razinama (za svaku zemlju) s pomacima 2,3,...,10 i gdje se endogene varijable sada nalaze u recima. Matrica reduciranog broja instrumenata  $Q_i$  na primjeru Austrije je dimenzija  $(16 \times 8)$ , a prva dva retka matrice  $Q_i$  jednaka su stupcima *neusklađenost* i *indpr* inicijalne matrice  $Y_{AT}$ , a svaka sljedeća dva retka matrice  $Q_i$  ista su prethodnima, ali pomaknuta za jedno razdoblje. Matrica reduciranog broja instrumenata  $Q_i$  za svaku zemlju ima 16 redaka ( $2 \times 8$ ) i 8 stupaca, tj. dimenzija  $16 \times 8$ , a na primjeru Austrije izgleda kako slijedi:

<sup>16</sup> Stupac *period* ubačen je samo radi vizualnog povezivanja sa pripadajućom godinom iako on stvarno nije dio matrice  $\Delta^*W_i$ . Isto vrijedi i za matricu  $\Delta^*W_{minus,i}$ .

$$Q_{AT}^T = \begin{pmatrix} 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 & -0,3810 & 0,3053 & 0,1880 & 0,4377 & 0,2300 \\ 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 & 0,4000 & 0,3000 & 1,3000 & 2,1000 & 6,0000 \\ 0 & 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 & -0,3810 & 0,3053 & 0,1880 & 0,4377 \\ 0 & 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 & 0,4000 & 0,3000 & 1,3000 & 2,1000 \\ 0 & 0 & 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 & -0,3810 & 0,3053 & 0,1880 \\ 0 & 0 & 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 & 0,4000 & 0,3000 & 1,3000 \\ 0 & 0 & 0 & 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 & -0,3810 & 0,3053 \\ 0 & 0 & 0 & 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 & 0,4000 & 0,3000 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 & -0,3810 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 & 0,4000 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0772 & 0,0924 & -0,4653 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 4,4000 & 5,4000 & 1,0000 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0772 & 0,0924 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 4,4000 & 5,4000 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0772 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 4,4000 \end{pmatrix}$$

Za izračun procjenitelja u prvom koraku  $\hat{\phi}_{IE}$  potrebno je definirati matrice  $S_{QX}$ ,  $S_{QY}$ , transformacijsku matricu  $D$  i težinsku matricu  $\Lambda_Z$  procjenitelja u prvom koraku. Matrica  $S_{QX}$  koja je dobivena umnoškom matrice  $Q_i$  dimenzija  $(16 \times 8)$  i matrice  $\Delta^*W_{i,minus}$  dimenzija  $(8 \times 2)$  je matrica dimenzija  $(16 \times 2)$  i na primjeru Austrije izgleda kako slijedi:

$$S_{QX_{AT}} = \begin{pmatrix} fd\_lag1\_neusklađenost & fd\_lag1\_industrija \\ -0,4846 & 2,0126 \\ -4,1313 & -14,0700 \\ -0,3748 & -0,0149 \\ -2,0441 & -18,2500 \\ -0,0778 & 0,2522 \\ 3,6945 & -1,4700 \\ -0,0661 & -1,9568 \\ 2,4830 & 7,1400 \\ 0,1995 & -1,4350 \\ 0,5314 & 12,3800 \\ 0,1085 & 0,7015 \\ -0,2559 & 23,9800 \\ -0,0376 & 0,2456 \\ -2,1727 & 13,9200 \\ -0,0180 & -0,0463 \\ -1,0255 & -2,6400 \end{pmatrix}$$

Budući da matrica  $S_{QXi}$  ima koliko i zemalja ( $N = 19$ ), istoimeni se elementi svih matrica zbroje i dobije se jedna matrica  $S_{QX}$  koja izgleda kako slijedi:

$$S_{QX} = \begin{pmatrix} fd\_lag1\_neusklađenost & fd\_lag1\_industrija \\ -27,433 & -2,691 \\ -29,884 & -2386,08 \\ -29,246 & 22,462 \\ -4,709 & -2075,320 \\ -13,996 & 23,801 \\ 30,217 & -833,050 \\ 0,896 & -24,979 \\ 15,995 & -367,790 \\ 8,914 & 21,942 \\ -16,840 & 252,260 \\ 8,135 & -31,644 \\ 8,704 & 267,170 \\ 1,087 & 0,091 \\ 22,414 & 300,240 \\ -0,608 & 1,011 \\ 26,314 & -119,410 \end{pmatrix}$$

Matrica  $S_{QY}$  izračunata na temelju izraza (28) je dimenzija (16 x 2) i za sve zemlje zajedno izgleda kako slijedi:

$$S_{QY} = \begin{pmatrix} fd\_neusklađenost & fd\_industrija \\ -32,81 & 36,10 \\ 10,77 & -2327,97 \\ -16,87 & 46,18 \\ 35,22 & -954,61 \\ 0,30 & -15,34 \\ 35,64 & -224,75 \\ 10,60 & 6,69 \\ -8,46 & 341,45 \\ 9,95 & -45,78 \\ 13,19 & 295,45 \\ 2,98 & -14,00 \\ 36,42 & 347,06 \\ -0,92 & -2,91 \\ 35,40 & -323,35 \\ -1,14 & 17,73 \\ 9,75 & -160,67 \end{pmatrix}$$

Za izračun težinske matrice  $\Lambda_Z$  procjenitelja u prvom koraku definira se transformacijska matrica  $D$  kojom se uklanjaju fiksni efekti i matrica  $\Lambda_Q$ :

$$D = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

Matrica  $\Lambda_Q$  za sve zemlje zajedno je dimenzija (16 x 16):

$$\Lambda_Q = \begin{pmatrix} [1] & [2] & [3] & [4] & [ \dots ] & [16] \\ 57.228 & 13.8 & 1.939 & -54.37 & \dots & -4.20e + 01 \\ 13.791 & 5767.1 & -53.045 & 137.08 & \dots & 6.99e + 02 \\ 1.939 & -53.0 & 54.700 & 24.50 & \dots & -2.17e + 01 \\ -54.370 & 137.1 & 24.496 & 4830.82 & \dots & -8.84e + 01 \\ -14.440 & -11.7 & 4.297 & -29.22 & \dots & -9.26e + 00 \\ -58.456 & -1163.4 & -49.277 & 43.11 & \dots & 1.45e + 02 \\ -14.829 & 73.8 & -11.976 & 40.18 & \dots & 4.39e + 01 \\ 16.783 & -401.1 & -16.673 & -1314.82 & \dots & 2.28e + 02 \\ -9.865 & -29.2 & -10.995 & 56.26 & \dots & 6.98e + 00 \\ 39.903 & -713.0 & 25.301 & -596.95 & \dots & -3.96e + 01 \\ 0.379 & 69.0 & -8.816 & 2.23 & \dots & 3.25e - 03 \\ -25.519 & -208.8 & 17.703 & -610.35 & \dots & -3.16e + 02 \\ 7.770 & -24.8 & 0.552 & 14.85 & \dots & -3.48e + 01 \\ -4.976 & 147.6 & -53.649 & 86.55 & \dots & 9.08e + 02 \\ 1.643 & -24.9 & 4.576 & -50.21 & \dots & 1.91e + 01 \\ -41.968 & 699.0 & -21.665 & -88.42 & \dots & 1.86e + 03 \end{pmatrix}$$

Matrica  $\Lambda_Q$  potom se vektorizira pomoću Kroneckerovog produkta<sup>17</sup> s jediničnom matricom dimenzija (2 x 2) pa se dobije matrica dimenzija (32 x 32) koja se dodatno invertira kako bi se konačno dobila težinska matrica  $\Lambda_Z$  procjenitelja u prvom koraku:

$$\Lambda_Z^{-1} = \begin{pmatrix} [1] & [2] & [ \dots ] & [32] \\ [1,] & 4,43e - 02 & -3,20e - 15 & \dots & -6,78e - 17 \\ [2,] & 1,70e - 14 & 4,43e - 02 & \dots & 1,15e - 03 \\ [3,] & -5,15e - 04 & 7,73e - 17 & \dots & 1,81e - 18 \\ [4,] & -2,35e - 16 & -5,15e - 04 & \dots & -1,04e - 04 \\ [5,] & 3,19e - 02 & -6,46e - 15 & \dots & -1,45e - 16 \\ [6,] & 2,59e - 14 & 3,19e - 02 & \dots & 2,11e - 04 \\ [7,] & -5,37e - 06 & 8,30e - 17 & \dots & 2,15e - 18 \\ [8,] & -2,00e - 16 & -5,37e - 06 & \dots & 2,38e - 05 \\ [9,] & 5,39e - 02 & -8,77e - 15 & \dots & -1,75e - 16 \\ [10,] & 3,44e - 14 & 5,39e - 02 & \dots & 1,68e - 03 \\ [i,] & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ [32,] & 3,96e - 16 & 1,15e - 03 & \dots & 9,53e - 04 \end{pmatrix}$$

<sup>17</sup> Kroneckerov produkt koji se označava sa  $\otimes$  je produkt dvije proizvoljne matrice koji za rezultat daje blok matricu, a prednost u odnosu na standardno množenje matrica je ta da matrice ne moraju biti ulančane (Petrović, 2020).

Za izračun procjenitelja u prvom koraku  $\hat{\phi}_{IE}$ , iz izraza (23) računaju se matrice  $S_{ZX}$  i  $S_{ZY}$  te se uz već izračunatu težinsku matricu  $\Lambda_Z$ , prema izrazu (21) dobije procjena u prvom koraku  $\hat{\phi}_{IE}$ :

$$\hat{\phi}_{IE} = \begin{pmatrix} 0,441 & -0,0103 \\ -0,296 & 0,5614 \end{pmatrix}$$

Prije izračuna GMM procjene u drugom koraku, u nastavku je izračunata težinska matrica  $\Lambda_{Z\hat{e}}$  u čijem se izračunu koriste reziduali ( $\hat{E}_i$ ) iz prvog koraka. Matrica reziduala iz prvog koraka koraku ima koliko i zemalja ( $N = 19$ ), a na primjeru Austrije matrica reziduala je dimenzija (8 x 2) i izgleda kako slijedi:

$$\hat{E}_{AT} = \begin{pmatrix} fd\_neusklađenost & fd\_industrija \\ -0,554 & -4,957 \\ 0,285 & 1,705 \\ 0,643 & 0,262 \\ -0,421 & 1,259 \\ 0,312 & 0,204 \\ -0,310 & 3,525 \\ -0,101 & -2,851 \\ -0,382 & -3,732 \end{pmatrix}$$

Matrica reziduala potom se vektorizira ( $\hat{e}_i$ ) te se prema izrazu (23) koristi u izračunu optimalne težinske matrice  $\Lambda_{Z\hat{e}}$  procjenitelja u drugom koraku.

Matrica  $\Lambda_{Z\hat{e}}$  je dimenzija (32 x 32) i izgleda kako slijedi:

$$\Lambda_{Z\hat{e}} = \begin{pmatrix} & [1] & [2] & [,...] & [32] \\ [1,] & 37,44 & -74,183 & \dots & 3,04e + 02 \\ [2,] & -74,18 & 781,616 & \dots & -3,70e + 02 \\ [3,] & -54,70 & 754,970 & \dots & -6,83e + 02 \\ [4,] & 1715,73 & -6032,608 & \dots & 1,49e + 04 \\ [5,] & 6,34 & 0,712 & \dots & 8,03e - 01 \\ [6,] & -46,41 & -244,302 & \dots & -6,17e + 02 \\ [7,] & -26,79 & 437,699 & \dots & -3,28e + 02 \\ [8,] & -257,26 & -6103,956 & \dots & -1,05e + 04 \\ [9,] & -7,95 & 2,562 & \dots & -1,84e + 01 \\ [10,] & 50,55 & -705,827 & \dots & 5,68e + 02 \\ [i,] & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ [32,] & 303,87 & -370,1 & \dots & 11630,0 \end{pmatrix}$$

Iz izraza (22) (i invertirane matrice  $\Lambda_{Z\hat{e}}$ ) naposljetku se dobije GMM procjena u drugom koraku ( $\hat{\phi}_{FEGMM}$ ):

$$\hat{\phi}_{FEGMM} = \begin{pmatrix} 0,82550 & -0,00916 \\ -0,00926 & 0,55871 \end{pmatrix}$$

Kao što se može vidjeti, dobiveni rezultati u potpunosti odgovaraju procjenama modela neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje odnosno matrici koeficijenta  $A_1$ .



Analiza se dalje nastavlja izračunom matrica varijanci i kovarijanci procjenjenih parametara. Sigmund i Ferstl (2019) naglašavaju da se matrica kovarijanci GMM procjenitelja u jednom koraku iz izraza (21) može definirati na jednostavniji način. Ruud (2000) pokazuje da su GMM procjenitelji u jednom koraku asimptotski normalno distribuirani:

$$\hat{Var}_{\hat{\phi}_{IE}} := (S_{ZX}^T \Lambda_Z^{-1} S_{ZX})^{-1} S_{ZX}^T \Lambda_Z^{-1} \Lambda_{Z\hat{e}} \times \Lambda_Z^{-1} S_{ZX}^T (S_{ZX}^T \Lambda_Z^{-1} S_{ZX})^{-1} \quad (27)$$

pri čemu je  $\Lambda_Z = \Lambda_Q \otimes I_m$  i  $\Lambda_{Z\hat{e}}$  kako je definirano izrazom (23).

Budući da izbor težinske matrice u pravilu nije optimalan u procjeni u jednom koraku, Sigmund i Ferstl (2019) iznose da se ne može očekivati da je procjenitelj u prvom koraku asimptotski efikasan. Za GMM procjenitelje u drugom koraku iz izraza (22) asimptotska varijanca definirana je kako slijedi:

$$\hat{Var}_{\hat{\phi}_{FEGMM}} := \frac{1}{N} (S_{ZX}^T \Lambda_{Z\hat{e}}^{-1} S_{ZX})^{-1} \quad (28)$$

Windmeijer (2005) je na simuliranim podacima dinamičkih panel procesa ( $m = 1$ ) pokazao da se navedeni procjenitelj ipak ne ponaša zadovoljavajuće u konačnim uzorcima. Isti je autor stoga predložio malu korekciju uzorka za dinamičke panel modele koju su Sigmund i Ferstl (2019) proširili na PVAR model:

$$\begin{aligned} \hat{Var}_{\hat{\phi}_{FEGMM}}^{Wc} &= (S_{ZX}^T (\Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE}))^{-1} S_{ZX})^{-1} \\ &+ D_{\hat{\phi}_{FEGMM}, \Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE})} (S_{ZX} (\Lambda_Z)^{-1} S_{ZX})^{-1} S_{ZX}^T (\Lambda_Z)^{-1} \\ &+ (S_{ZX}^T (\Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE}))^{-1} S_{ZX})^{-1} D_{\hat{\phi}_{FEGMM}, \Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE})}^T \\ &+ D_{\hat{\phi}_{FEGMM}, \Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE})} \hat{Var}_{\hat{\phi}_{IE}} D_{\hat{\phi}_{FEGMM}, \Lambda_{Z\hat{e}}(\hat{\phi}_{IE})}^T \end{aligned} \quad (29)$$

Matrica varijance koeficijenata procjenitelja u prvom koraku iz izraza (27) na primjeru neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje je dimenzija ( $4 \times 4$ ) i izgleda kako slijedi:

$$\hat{Var}_{\hat{\phi}_{IE}} = \begin{pmatrix} 6,63e-04 & -0,00164 & 6,92e-07 & -0,000376 \\ -1,64e-03 & 0,65405 & -8,28e-03 & 0,053930 \\ 6,92e-07 & -0,00828 & 1,54e-04 & -0,000994 \\ -3,76e-04 & 0,05393 & -9,94e-04 & 0,012001 \end{pmatrix}$$

Potom se računa Windmeijerova korigirana varijanca koeficijena procjenitelja u drugom koraku iz izraza (29) koja je također u matricnom obliku dimenzija (4 x 4):

$$\hat{Var}_{\hat{\phi}_{FEGMM}}^{Wc} = \begin{pmatrix} 0,083700 & 0,009088 & -2,63e - 04 & 3,60e - 03 \\ 0,009088 & 0,044401 & 9,90e - 05 & -2,65e - 03 \\ -0,000263 & 0,000099 & 1,08e - 05 & -7,09e - 05 \\ 0,003597 & -0,002645 & -7,09e - 05 & 9,92e - 04 \end{pmatrix}$$

Iz Windmeijerovo korigirane varijance koeficijena procjenitelja u drugom koraku računaju se pripadajuće standardne pogreške te  $t$  i  $p$ -vrijednosti u drugom koraku:

$$\widehat{SE}_{FEGMM} = \begin{pmatrix} 0,5569 & 0,8228 \\ 0,0140 & 0,1226 \end{pmatrix}$$

$$p_{FEGMM} = \begin{pmatrix} 0,138 & 5,09e - 01 \\ 0,991 & 5,20e - 06 \end{pmatrix}$$

Iz prikazanog se može vidjeti da standardne pogreške odgovaraju dobivenim standardnim greškama u modelu neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje sa slike 1, dok su u nastavku dane  $p$ -vrijednosti dobivene direktno iz istog modela i koje odgovaraju  $p_{FEGMM}$ .

$$p_{MODEL} = \begin{pmatrix} & fd\_lag1\_neusklađenost & fd\_lag1\_industrija \\ fd\_neusklađenost & 0,138 & 5,09e - 01 \\ fd\_industrija & 0,991 & 5,20e - 06 \end{pmatrix}$$

Nakon dobivenih procjena, Sigmund i Ferstl (2019) navode sljedeće specifikacijske testove za provjeru PVAR modela.

Prvi navedeni test odnosi se na Hansenov (J-test) test za testiranje prekomjerno identificiranih restrikcija kojim se provjerava kritična pretpostavka valjanosti GMM procjenitelja da su instrumenti egzogeni. Ako je model prekomjerno identificiran Hansenov test (Hansen, 1982) može biti upotrijebljen. Nultom hipotezom ovog testa pretpostavlja se da su prekomjerno identificirane restrikcije (instrumenti) valjani (egzogeni). Test se može primijeniti na GMM procjene u jednom koraku ( $\Lambda_Z$ ) i dva koraka ( $\Lambda_{Z\hat{\epsilon}}$ ):

$$N \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i \hat{E}_i \right)^T \Lambda_{Z\hat{\epsilon}}^{-1} \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i \hat{E}_i \right) \sim \alpha \tilde{\chi}_{L-K}^2 \quad (30)$$

gdje  $L = ncol(Q_i^*)$  označava broj instrumenata, a  $K = m * (p + k + n)$  odnosi se na broj parametra u modelu.

Nadalje, Andrews-Lu postupak odabira modela (Andrews i Lu, 2001) koristi se kod odabira optimalnog broja pomaka u specifikaciji PVAR modela kao i uvjeta na momente (engl. *model*

and moment selection criteria - MMSC). U originalnom zapisu Andrewsa i Lua (2001) osnovni MMSC definiran je na sljedeći način:

$$MMSC_n(b, c) = J_n(b, c) - h(|c| - |b|)_{K_n} \quad (31)$$

pri čemu je  $J_n(b, c)$  statistika Hansenovog test za testiranje prekomjerno identificiranih restrikcija iz izraza (34),  $b$  označava broj parametara,  $c$  broj uvjeta na momente, a  $n$  ukupan broj opažanja. Sigmund i Ferstl (2019) implementiraju tri različite verzije MMSC funkcije:

$$\begin{aligned} MMSC_{BIC,n}(b, c) &= J_n(b, c) - (|c| - |b|) \cdot \ln(n) \\ MMSC_{AIC,n}(b, c) &= J_n(b, c) - (|c| - |b|) \cdot 2 \\ MMSC_{HQIC,n}(b, c) &= J_n(b, c) - Q \cdot (|c| - |b|) \cdot \ln(\ln(n)) \end{aligned} \quad (32)$$

Sigmund i Ferstl (2019) ističu preporuku Andrewsa i Lua (2001) u korištenju MMSC-BIC (Bayesov informacijski kriterij) ili MMSC-HQIC (Hannan-Quinnov informacijski kriterij). MMSC-AIC (Akaikeov informacijski kriterij) ne ispunjava kriterij konzistentnosti jer ima pozitivnu vjerojatnost (čak asimptotski) odabira premalog broja prekomjerno identificirajućih restrikcija.

Posljednji specifikacijski test odnosi se na stabilnost PVAR modela. Standardni uvjet stabilnosti koeficijenata PVAR-a temelji se na modulu svake svojstvene vrijednosti procijenjenog modela. Lutkepohl (2007) i Hamilton (1994) pokazali su da je VAR model stabilan ako su svi moduli prateće matrice strogo manji od jedan. Stabilnost implicira da je PVAR invertibilan i da ima vektor reprezentaciju pomičnih prosjeka beskonačnog reda Sigmund i Ferstl (2019).

### 3.3. GMM sistemski procjenitelj

Kao i u slučaju GMM-a u prvim diferencijama, prethodno definiranju GMM sistemskog procjenitelja definiraju se sistemski uvjeti na momente. Sigmund i Ferstl (2019) navode da se dodatni uvjeti na momente mogu konstruirati kada se nameće sljedeća pretpostavka (vidjeti Blundell i Bond (1998) za slučaj  $m = 1$ ) o strukturi toga procesa. Definirani uvjeti na momente sistemskog GMM-a su:

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[(\epsilon_{i,t} + \mu_i)(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})^T] &= 0 \quad t \in \{3,4, \dots, T\} \\
\mathbb{E}[(\epsilon_{i,t} + \mu_i)(x_{i,t} - x_{i,t-1})^T] &= 0 \quad t \in \{2,3, \dots, T\} \\
\mathbb{E}[(\epsilon_{i,t} + \mu_i)s_{i,t}^T] &= 0 \quad t \in \{2,3, \dots, T\}
\end{aligned} \tag{33}$$

Navedena pretpostavka je valjana ako promjene u  $y_{i,t}$  nisu sustavno povezane s  $\mu_i$ . Sljedeći Blundell i Bonda (1998) navedena pretpostavka biva zadovoljena u stacionarnom PVAR modelu (jer su sve svojstvene vrijednosti polinoma PVAR-a manje od 1). Blundell i Bond (1998) između ostalog navode da sistemski GMM procjenitelj pokazuje bolje rezultate od GMM procjenitelja u prvim diferencijama jer dodatni instrumenti ostaju dobri prediktori endogenih varijabli u ovom modelu čak i onda kada su serije veoma perzistentne. U matičnom zapisu, novi set uvjeta na momente  $P_i$  za slučaj  $p = 1$  glasi kako slijedi (Sigmund i Ferstl, 2019):

$$P_i := \begin{pmatrix} 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & & 0 \\ \vdots & & & \ddots & \\ 0 & 0 & \dots & & \Delta y_{i,T-1} \\ \Delta x_{i,2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta x_{i,3} & 0 & & 0 \\ 0 & 0 & \Delta x_{i,4} & & 0 \\ \vdots & & & & \\ 0 & 0 & \dots & & \Delta x_{i,T} \\ s_{i,2} & s_{i,3} & \dots & & s_{i,T} \end{pmatrix} \tag{34}$$

a potom se definira nova matrica za instrumente:

$$Q_i^* = \begin{pmatrix} Q_i & 0 \\ 0 & P_i \end{pmatrix} \tag{35}$$

Prošireni sistemski GMM procjenitelj u prvom koraku izveden je na identičan način kao u izrazu (21) i slijedi kako glasi (IEE je skraćenica od prošireni inicijalni procjenitelj, engl. *initial estimator extended*):

$$vec(\hat{\phi}_{IEE}) = (S_{Z^*X}^T \Lambda_{Z^*}^{-1} S_{Z^*X})^{-1} S_{Z^*X}^T \Lambda^{-1} vec(S_{Z^*y}) \tag{36}$$

pri čemu:

$$\begin{aligned}
\Delta^* W_i &= \begin{pmatrix} \Delta^* Y_i \\ Y_i \end{pmatrix}, \\
\Delta^* W_{minus,i} &= \begin{pmatrix} \Delta^* Y_{i,-1} & \Delta^* X_i & \Delta^* S_i & 0 \\ Y_{i,-1} & X_i & S_i & 1 \end{pmatrix}, \\
S_{Q^*X} &= \sum_{i=1}^N Q_i^{*T} \Delta^* W_{i,minus} \\
S_{Z^*X} &= S_{Q^*X} \otimes I_{m \times m}, \\
S_{Q^*Y} &= \sum_{i=1}^N Q_i^* \Delta^* W_i^*, \\
S_{Z^*Y} &= S_{Q^*Y} \otimes I_{m \times m}, \\
\Lambda_{Q^*} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Q_i^* D^* (D^*)^T (Q_i^*)^T
\end{aligned} \tag{37}$$

U slučaju transformacije prvim diferencijama matrica  $D^*$  definirana je kao  $((T-1-p) + (T-p)) \times (T-p)$  na sljedeći način:

$$D^* = \begin{pmatrix} D \\ I_{(T-p) \times (T-p)} \end{pmatrix} \tag{38}$$

pri čemu je  $D$  u slučaju transformacije prvim diferencijama definirana izrazom (19), a u slučaju ortogonalne transformacije unaprijed izrazom (20). Za procjenu u drugom koraku Sigmund i Ferstl (2019) koriste sljedeću težinsku matricu:

$$\Lambda_{Z_{\hat{\theta}}^*} = \sum_{i=1}^N Z_i^* \Gamma_{\hat{\theta}} (Z_i^*)^T \tag{39}$$

i dolaze do izvedivog i efikasnog GMM procjenitelja u drugom koraku:

$$vec(\hat{\Phi}_{EFEGMM}) = \left( S_{Z^*X}^T \Lambda_{Z_{\hat{\theta}}^*}^{-1} S_{Z^*X} \right)^{-1} S_{Z^*X}^T \Lambda_{Z_{\hat{\theta}}^*}^{-1} vec(S_{Z^*Y}) \tag{40}$$

## 4. EMPIRIJSKI REZULTATI

U četvrtom poglavlju i pripadajućim potpoglavljima opisan je uzorak podataka, provedena deskriptivna statistika, a potom je procijenjen PVAR model. U nastavku analize dobiveni rezultati procijenjenog modela su interpretirani te uspoređeni između članica Ekonomske i monetarne unije i Europske unije. Na kraju je provedena dijagnostička provjera modela te su opisana ograničenja istraživanja i smjernice za buduća istraživanja.

### 4.1. Uzorak podataka i deskriptivna statistika

U drugom poglavlju i potpoglavljju 2.3.2. identificirane su makroekonomske i financijske varijable koje su mnogi autori u svojim radovima pokazali kao glavne determinante kretanja i neusklađenosti realnog tečaja. Dakle, izuzev neusklađenosti realnog tečaja, odabrane varijable modela su: saldo tekućeg računa platne bilance, javni dug, industrijska proizvodnja, proračunski saldo i inflacija. Ovim varijablama pridružena je i binarna varijabla „kriza“ koja poprima vrijednosti „1“ u 2008., 2009. i 2010. godini.

U radu su korišteni godišnji podaci (opažanja) od 2000. do 2019. godine koji čine vremensku komponentu panel podataka ( $T = 20$ ), a prostorna komponenta odnosi se na zemlje članice EMU ( $N = 19$ ). Za potrebe komparativne analize koje je prikazana u potpoglavljju 4.4., uzorak podataka proširen je i na članice EU ( $N = 27$ ).

Neusklađenost realnog tečaja članica EMU (*REERMIS*) izračunata je kao odstupanje aktualnog realnog tečaja od njegove ravnotežne vrijednosti, a ravnotežni realni tečaj izračunat je direktno iz aktualnog realnog tečaja nad kojim je upotrijebljen HP filter kako bi se uklonile kratkoročne fluktuacije povezane sa poslovnim ciklusima. Saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU (*SPB*) izražen je u odnosu na ostatak svijeta kao postotak (%) BDP-a. Javni dug članica EMU (*JD*) odnosi se na dug opće države izražen kao postotak BDP-a. Industrijska proizvodnja članica EMU (*INDPR*) prema važećoj NACE klasifikaciji<sup>18</sup> obuhvaća djelatnosti B – D i F, a izražena je kao postotna promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine. Proračunski saldo članica EMU (*PRS*) odnosi se na saldo opće države izražen kao postotak BDP-a. Inflacija (*INFL*) je izražena kao prosječna godišnja stopa promjene harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena (HICP, 2015=100).

---

<sup>18</sup> Statistička klasifikacija ekonomskih aktivnosti

Izvor podataka je baza Eurostat. Navedene varijable, korištene skraćenice u modelu, način mjerenja i izvor podataka prikazani su u tablici 1.

**Tablica 1** Varijable, skraćenice, indikatori i izvor podataka

Varijabla	Skraćenica (u modelu)	Način mjerenja	Izvor podataka
Neusklađenost realnog tečaja	<i>REERMIS</i>	$REERMIS(\%) = \left( \frac{REER - EREER}{EREER} \right) \times 100$	EUROSTAT/izračun autora
Saldo tekućeg računa platne bilance	<i>SPB</i>	% BDP	EUROSTAT
Javni dug	<i>JD</i>	% BDP	EUROSTAT
Industrijska proizvodnja	<i>INDPR</i>	$\Delta\%$ INDPR	EUROSTAT
Proračunski saldo	<i>PRS</i>	% BDP	EUROSTAT
Inflacija	<i>INFL</i>	$\Delta\%$ HICP (2015=100)	EUROSTAT
Kriza	<i>CRIS</i>	0,1	Izračun autora

*Izvor: izračun autora*

U tablici 2 prikazani su rezultati testa stacionarnosti varijabli PVAR modela.

**Tablica 2** Test stacionarnosti varijabli

	<i>REERMIS</i>	<i>SPB</i>	<i>JD</i>	<i>INDPR</i>	<i>PRS</i>	<i>INFL</i>	<i>CRIS</i>
IPS test ( <i>p</i> -vrijednost)	<0.01	0.02	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	-

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

U svrhu utvrđivanja stacionarnosti varijabli proveden je Im-Pesaran-Shin (IPS) panel test jediničnog korijena čijom se nultom hipotezom pretpostavlja da svi paneli sadrže jedinični korijen, odnosno čijom se alternativnom hipotezom pretpostavlja stacionarnost varijable. S obzirom na empirijsku razinu signifikantnosti manju od 1% za sve varijable PVAR modela izuzev varijable SPB, može se odbaciti nulta hipoteza. S obzirom na empirijsku razinu signifikantnosti manju od 5% za varijablu SPB može se odbaciti nulta hipoteza čime je potvrđena stacionarnost svih varijabli PVAR modela.

U posljednjem dijelu prikazana je korelacijska matrica parova varijabli.

**Tablica 3 Korelacijska matrica parova varijabli**

	<i>REERMIS</i>	<i>SPB</i>	<i>JD</i>	<i>INDPR</i>	<i>PRS</i>	<i>INFL</i>	<i>CRIS</i>
<i>REERMIS</i>	1.00000	0.1248	0.238	-0.3453	-0.1771	0.00486	0.2217
<i>SPB</i>	0.12477	1.0000	-0.105	-0.0476	0.2633	-0.36425	-0.1101
<i>JD</i>	0.23804	0.1053	1.000	-0.5542	-0.6174	-0.01900	0.4192
<i>INDPR</i>	-0.34535	-0.0476	-0.554	1.0000	0.3786	0.14259	-0.3455
<i>PRS</i>	-0.17706	0.2633	-0.617	0.3786	1.0000	0.05034	-0.3256
<i>INFL</i>	0.00486	-0.3642	-0.019	0.1426	0.0503	1.00000	0.0548
<i>CRIS</i>	0.22172	-0.1101	0.419	-0.3455	-0.3256	0.05483	1.0000

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

U tablici 3 prikazani su Pearsonovi koeficijenti korelacije u parovima. Iz tablice se može uočiti da je povezanost varijable neusklađenosti realnog tečaja sa ostalim varijablama modela slaba izuzev povezanosti sa varijablom industrijske proizvodnje koja je slaba do srednje jaka i negativnog smjera. Također se može uočiti da koeficijent korelacije između niti jednog para varijabli nije veoma visok što upućuje na to da povezanost među varijablama nije veoma jaka. Najjaču i negativnu povezanost bilježe varijable javni dug i proračunski saldo ( $r = -0,617$ ) i varijable industrijska proizvodnja i javni dug ( $r = -0,5542$ ).

#### 4.2. Procjena PVAR modela

U nastavku rada procijenjen je vektorski autoregresijski panel (PVAR) kojim su analizirane determinante neusklađenosti realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije (EMU). PVAR model koji se analizira sastavljen je od 6 endogenih varijabli i jedne egzogene varijable. Endogene varijable PVAR modela su: 1) neusklađenost realnog tečaja članica EMU (*REERMIS*). 2) saldo tekućeg računa platne bilance (*SPB*), 3) javni dug (*JD*), 4) industrijska proizvodnja (*INDPR*), 5) proračunski saldo (*PRS*) i 6) inflacija (*INFL*). Egzogene binarna varijabla PVAR modela je kriza (*CRIS*).

Iako opći oblik VAR modela ne pretpostavlja nikakva ograničenja na parametre modela i u kojem se sve varijable tretiraju simetrično (Bahovec i Erjavec, 2009), ovim PVAR modelom u skladu s temom specijalističkog rada, primarno se promatra utjecaj svih navedenih varijabli na neusklađenost realnog tečaja kako bi se identificirale one varijable koje imaju najveći utjecaj na kretanje neusklađenosti realnog tečaja.

Radom je predviđena analiza 4 različita PVAR modela. U svrhu komprimiranja i ujednačavanja varijance serije, odnosno smanjenja problema nejednake varijance u rezidualima endogene



varijable su izražene u logaritamskom obliku. U modelu 1 analiziran je utjecaj endogenih varijabli salda tekućeg računa platne bilance, proračunskog salda i industrijske proizvodnje i egzogene varijable kriza na neusklađenost realnog tečaja članica EMU:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} &= \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log PRS_{i,t-1} \\ &+ \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (41)$$

U modelu 2 analiziran je utjecaj istih endogenih i egzogene varijable na neusklađenost realnog tečaja članica EMU uz dodatak endogene varijable inflacije:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} &= \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log PRS_{i,t-1} \\ &+ \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log INFL_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (42)$$

Budući da varijable proračunski saldo i javni dug imaju srednje jaki koeficijent korelacije ( $r = -0,617$ ), u modelima 3 i 4 endogena varijable proračunski saldo zamijenjena je sa varijablom javni dug, dok su ostale varijable ostale nepromijenjene kao u modelu 1 i 2. Tako je modelom 3 opisan utjecaj endogenih varijabli salda tekućeg računa platne bilance, javnog duga i industrijske proizvodnje i egzogene varijable kriza na neusklađenost realnog tečaja članica EMU:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} &= \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log JD_{i,t-1} \\ &+ \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (43)$$

Modelom 4 analiziran je utjecaj istih endogenih i egzogene varijable iz modela 3 na neusklađenost realnog tečaja članica EMU uz dodatak endogene varijable inflacije:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} &= \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log JD_{i,t-1} \\ &+ \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log INFL_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (44)$$

Također, prikazana četiri modela podijeljena su u dvije skupine zemalja. Prva skupina četiri opisana PVAR modela obuhvaća sve zemlje članice EMU. Budući da Slovačka, Latvija i Irska imaju u određenim godinama iznimno visoke vrijednosti neusklađenosti realnog tečaja, druga skupina zemalja isključuje navedene tri zemlje ( $N = 16$ ) te je nad istom skupinom provedena PVAR analiza sa četiri opisana PVAR modela.

Za procjenu parametara navedenih PVAR modela koristit će se Arellano i Bond (1991) GMM procjenitelj u prvim diferencijama<sup>19</sup> jer je isti optimalan u analizi panel podataka koji su karakterizirani velikim  $N$  (brojem jedinica promatranja) i malim  $T$  (brojem razdoblja).

S obzirom na navedeno, provedena je analiza PVAR modela sa jednim pomakom ( $p = 1$ ). U svakoj jednadžbi PVAR modela 1 i 3 treba procijeniti 5 parametara, pri čemu su 4 endogene varijable ( $m = 4$ ) te jedna egzogena ( $n = 1$ ), dok u svakoj jednadžbi PVAR modela 2 i 4 treba procijeniti 6 parametara, pri čemu je 5 endogenih varijabli ( $m = 5$ ) te jedna egzogena ( $n = 1$ ). Prema tome u modelima 1 i 3 nužno je procijeniti 20 parametara, a u modelima 2 i 4 nužno je procijeniti 30 parametara.

U nastavku su prikazani rezultati procjene četiri PVAR modela za dvije opisane skupine zemalja nad kojima se vrši procjena. Zajedno sa rezultatima prikazanih modela, pripadajućim grafikonima i tablicama prikazane su funkcije impulsnog odaziva kojima je procijenjen utjecaj ortogonalnih šokova tj. utjecaj šoka jedne varijable na drugu varijablu, održavajući konstantnim sve ostale varijable. Izračun ortogonalne funkcije impulsnog odaziva (OIRF) prikazan je u potpoglavlju 3.1. i definiran je izrazom (6). Ortogonalne funkcije impulsnog odaziva prikazane su u modelima 1 i 3 za 3 razdoblja unaprijed, dok su u modelima 2 i 4 prikazani za 4 razdoblja unaprijed. Između ostalog, na opisanim modelima provedena je i dekompozicija varijance koja pokazuje postotak varijacije u jednoj varijabli koja se objašnjava „šokom“ druge varijable, akumulirane tijekom odabranog perioda promatranja. Dekompozicija varijance prognostičkih pogrešaka (FEVD) prikazana je u potpoglavlju 3.1. i definirana izrazom (7). Rezultati dekompozicije varijance dani su za 8 razdoblja unaprijed.

Potrebno je posebno istaknuti da su rezultati procijenjenih modela, funkcija impulsnog odaziva i dekompozicija varijance u svrhu pravilne interpretacije i valjanih zaključaka prikazani na način da su uspoređeni isti modeli između dvije navedene skupine zemalja, odnosno npr. model 1 skupine koja uključuje sve članice EMU ( $N = 19$ ) sa modelom 1 skupine EMU iz koje su isključene Slovačka, Latvija i Irska. Dobiveni rezultati prikazani su u nastavku.

---

<sup>19</sup> Detaljniji dokazi konzistentnosti i efikasnosti ovog procjenitelja dani su u radu Sigmund i Ferstl (2019)

## Rezultati modela 1

**Slika 2 Rezultati procjene PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM				
-----				
Transformation: First-differences				
Number of groups = 19				
Number of instruments = 292				
=====				
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
-----				
lag1_REERMIS	-22.8526 *	41.4027 ***	-36.4804	13.7898
	(10.7986)	(12.0117)	(26.7314)	(14.5207)
lag1_SPB	-19.5119	-6.4272	2.6678	-6.2810
	(12.2747)	(3.6847)	(2.3238)	(5.1979)
lag1_PRS	19.1567	6.9361 *	2.8485	6.4358
	(10.4899)	(3.1895)	(3.6662)	(5.4026)
lag1_INDPR	-6.8425	1.3856 *	-2.8878 ***	-4.5425 *
	(5.1082)	(0.6783)	(0.8678)	(1.9006)
CRIS	-0.5400	-0.4254 *	0.3078	-0.7350
	(0.8042)	(0.1726)	(0.1662)	(0.4239)
=====				
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05				

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Slika 3 Rezultati procjene PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM				
-----				
Transformation: First-differences				
Number of groups = 16				
Number of instruments = 292				
=====				
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
-----				
lag1_REERMIS	2.0941 **	1.1553 **	3.9015 **	-3.4077
	(0.7253)	(0.3760)	(1.2465)	(3.0207)
lag1_SPB	12.3689 *	-5.7115 *	-6.2421 *	-9.6848 **
	(5.5542)	(2.2500)	(2.4675)	(3.3350)
lag1_PRS	-3.4212	4.6386 **	3.1242 **	12.9013 **
	(3.4171)	(1.7097)	(1.0938)	(4.0754)
lag1_INDPR	-5.1599 *	4.4747 *	3.3020 *	-6.9299 ***
	(2.2822)	(1.9943)	(1.4022)	(1.9682)
CRIS	0.3999 **	-0.0493	-0.1430	-0.5370 ***
	(0.1335)	(0.0776)	(0.0766)	(0.1421)
=====				
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05				

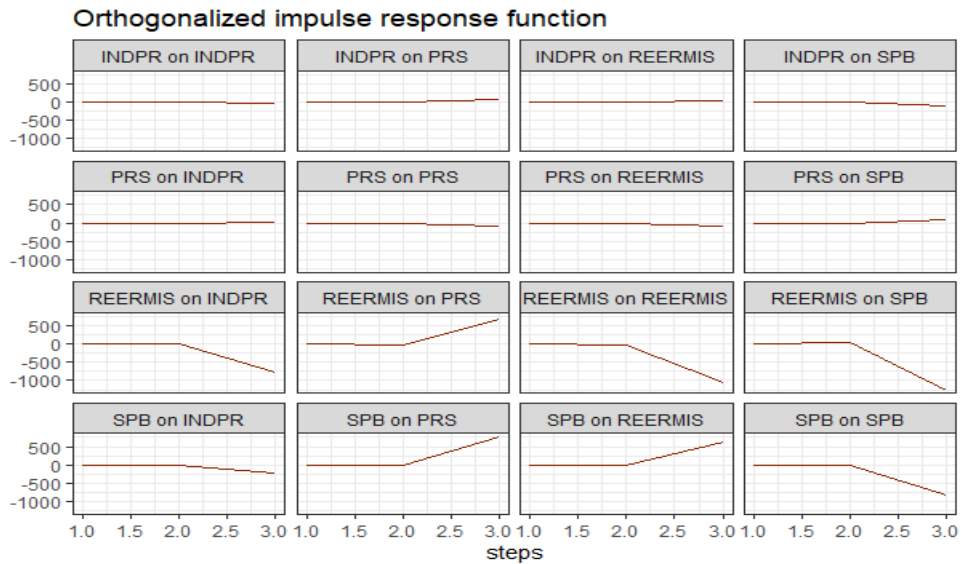
Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

Nakon procjene parametara modela 1 prve skupine koja uključuje sve članice EMU (N = 19) i druge skupine iz koje su isključene Slovačka, Latvija i Irsku iz uzorka EMU (N = 16), grafički su prikazane zajedničke funkcije impulsnih odaziva, a nakon njih iste te funkcije prikazane su tablično (jer je zbog jakih odaziva zavisne varijable u pojedinim slučajevima mjerna skala na

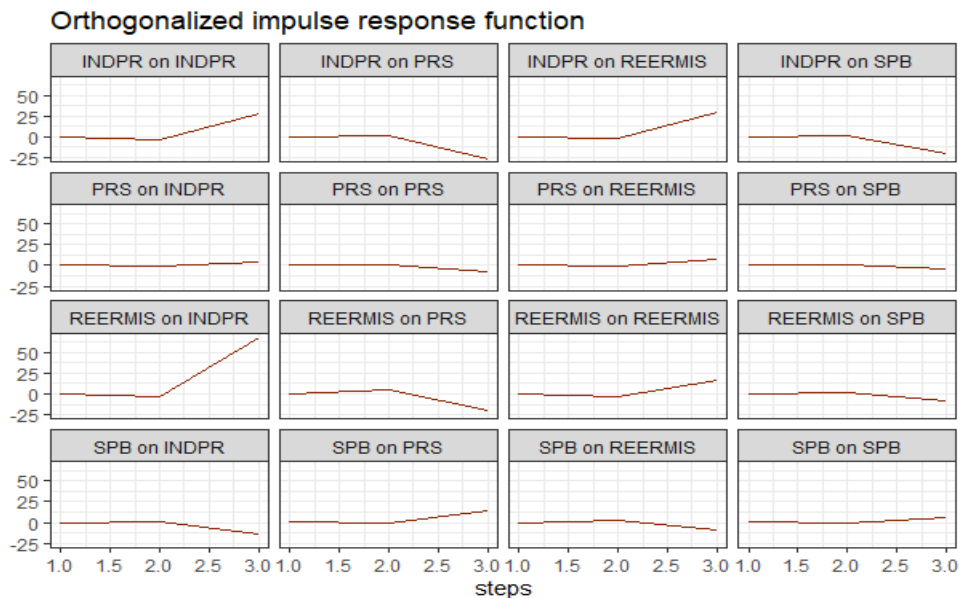
y-osi prevelika pa iz grafikona u određenim slučajevima nije jasan smjer odaziva zavisne varijable).

**Grafikon 20 OIRF PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Grafikon 21 OIRF PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 4 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19)**

	\$REERMIS			
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
[1,]	0.912	0.0	0.00	0.00
[2,]	-18.987	-20.6	2.67	-1.92
[3,]	-1056.321	633.9	-76.53	29.47

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 5 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

	\$REERMIS			
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
[1,]	0.627	0.00	0.000	0.0
[2,]	-3.205	2.11	-0.793	-2.2
[3,]	17.267	-8.88	7.271	29.4

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

Konačno, zadnjim tablicama dan je prikaz dekompozicije varijance prognostičke pogreške zavisne varijable za obje skupine zemalja.

**Tablica 6 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 1 za sve članice EMU (N = 19)**

	\$REERMIS			
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
[1,]	1.00000	0.0000	0.000000	0.000000
[2,]	0.45323	0.5332	0.008912	0.004616
[3,]	0.73184	0.2637	0.003844	0.000572
[4,]	0.93224	0.0651	0.001234	0.001473
[5,]	0.00923	0.9691	0.015444	0.006237
[6,]	0.97004	0.0296	0.000346	0.000029
[7,]	0.70955	0.2823	0.004836	0.003331
[8,]	0.39619	0.5924	0.009025	0.002352

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 7 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

	\$REERMIS			
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR
[1,]	1.000	0.0000	0.00000	0.000
[2,]	0.518	0.2163	0.03055	0.235
[3,]	0.235	0.0633	0.04065	0.661
[4,]	0.636	0.0363	0.00549	0.322
[5,]	0.754	0.0461	0.00750	0.192
[6,]	0.640	0.0717	0.01480	0.274
[7,]	0.600	0.0637	0.01504	0.322
[8,]	0.640	0.0571	0.01202	0.291

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

## Rezultati modela 2

Rezultati procijenjenih parametara modela 2 za obje skupine zemalja prikazani su u nastavku:

**Slika 4 Rezultati procjene PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 19					
Number of instruments = 455					
=====					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
-----					
lag1_REERMIS	0.2448 (0.2800)	1.0461 *** (0.2975)	-0.7141 ** (0.2229)	0.1919 (0.2489)	0.0254 (0.2565)
lag1_SPB	1.0954 *** (0.2893)	1.9399 *** (0.5466)	0.4468 (0.3078)	-2.6936 *** (0.6685)	-1.6835 *** (0.5064)
lag1_PRS	2.0791 *** (0.6102)	-0.4150 (0.4326)	2.8759 *** (0.6545)	1.8430 *** (0.4052)	0.0665 (0.5805)
lag1_INDPR	1.5493 * (0.6249)	-1.4015 ** (0.5285)	0.3845 * (0.1809)	-1.8335 *** (0.4789)	-0.2882 (0.3458)
lag1_INFL	1.2189 (0.8490)	4.1672 ** (1.4252)	0.6683 (0.4246)	-2.7302 *** (0.7144)	0.8564 (1.2221)
CRIS	0.4534 ** (0.1384)	-0.0862 (0.0478)	0.1604 ** (0.0601)	-0.2712 *** (0.0638)	-0.0724 (0.0841)
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Slika 5 Rezultati procjene PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

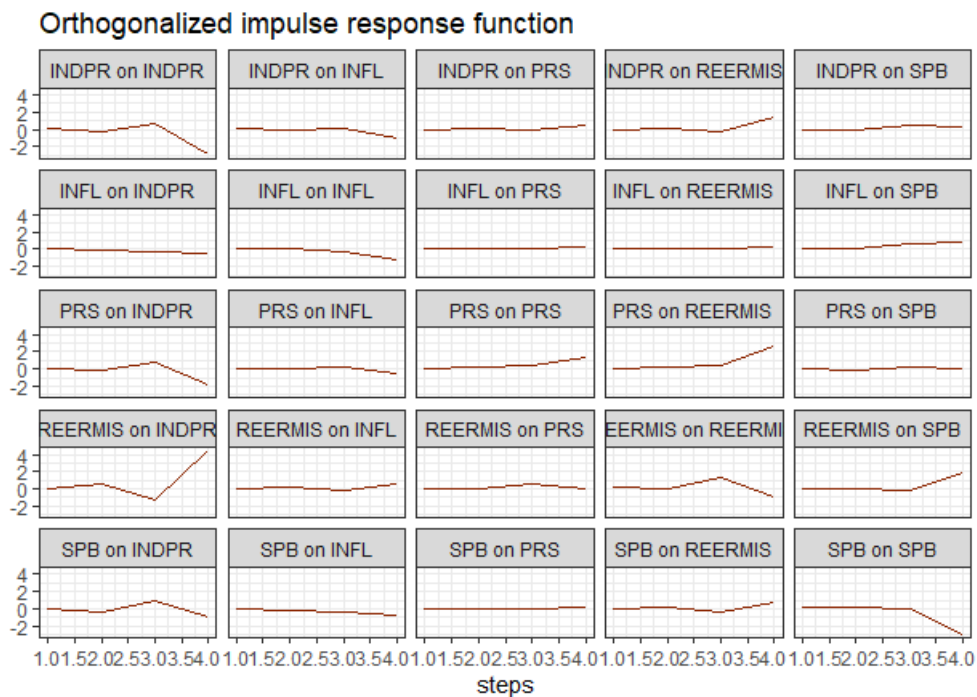
Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 16					
Number of instruments = 455					
=====					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
-----					
lag1_REERMIS	-0.0935 * (0.0371)	0.0405 (0.0519)	0.0883 (0.0960)	-0.1418 (0.0866)	0.0479 (0.0729)
lag1_SPB	0.9815 * (0.3834)	1.0662 * (0.4195)	-0.3463 (0.3636)	-2.9620 *** (0.8395)	-1.2943 * (0.5131)
lag1_PRS	0.8108 (0.5373)	1.1553 * (0.4708)	2.5085 *** (0.5754)	2.6712 *** (0.6143)	-0.2787 (0.2309)
lag1_INDPR	0.6747 (0.3552)	-0.8967 (0.5360)	0.2498 (0.2368)	-1.7390 *** (0.4413)	0.7883 (1.0650)
lag1_INFL	-0.3447 (0.3223)	1.8714 * (0.9454)	-0.9800 ** (0.3465)	-3.9203 *** (0.8251)	-0.6423 (0.5853)
CRIS	0.3300 * (0.1540)	-0.0135 (0.0562)	0.0809 (0.0578)	-0.2231 *** (0.0488)	-0.0547 (0.1860)
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

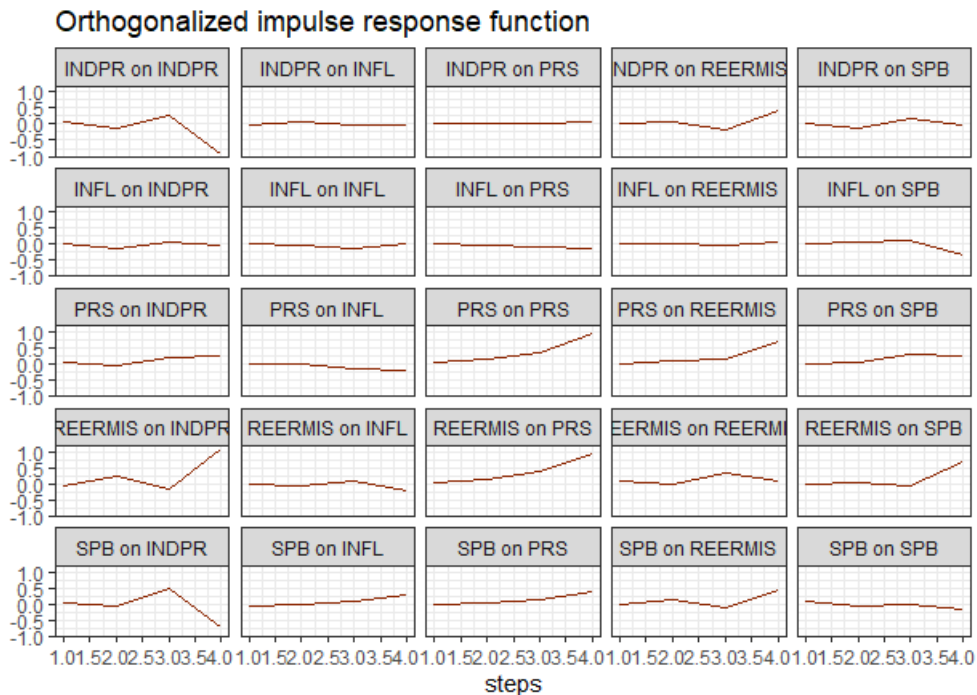
Funkcije impulsnog odaziva prikazane grafički i tablično:

**Grafikon 22 OIRF PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Grafikon 23 OIRF PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 8 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1,]	0.1786	0.000	0.000	0.000	0.000
[2,]	0.0618	0.164	0.301	0.176	0.0496
[3,]	1.2663	-0.342	0.331	-0.231	0.1249
[4,]	-0.8830	0.676	2.684	1.380	0.2553

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 9 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1,]	0.10623	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
[2,]	0.00812	0.1167	0.0801	0.0678	-0.0102
[3,]	0.34507	-0.0933	0.1477	-0.1867	-0.0398
[4,]	0.11717	0.4144	0.7186	0.4087	0.0855

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Dekompozicija varijance prognostičke pogreške zavisne varijable za obje skupine zemalja:

**Tablica 10 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 2 za sve članice EMU (N = 19)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1,]	1.000	0.0000	0.0000	0.0000	0.00000
[2,]	0.191	0.1433	0.4863	0.1658	0.01319
[3,]	0.786	0.0689	0.0962	0.0405	0.00865
[4,]	0.194	0.0480	0.5925	0.1592	0.00666
[5,]	0.648	0.1758	0.0524	0.1202	0.00403
[6,]	0.436	0.1316	0.3038	0.1226	0.00624
[7,]	0.602	0.0874	0.0850	0.2168	0.00838
[8,]	0.505	0.2230	0.1366	0.1338	0.00200

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 11 FEVD  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1,]	1.000	0.0000	0.000	0.0000	0.00000
[2,]	0.315	0.3775	0.178	0.1273	0.00286
[3,]	0.587	0.1005	0.127	0.1776	0.00759
[4,]	0.131	0.1767	0.496	0.1880	0.00818
[5,]	0.618	0.0472	0.232	0.0734	0.02922
[6,]	0.196	0.2377	0.420	0.1373	0.00833
[7,]	0.628	0.0332	0.249	0.0662	0.02375
[8,]	0.243	0.1599	0.512	0.0814	0.00442

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“



### Rezultati modela 3

Rezultati procijenjenih parametara modela 3 za obje skupine zemalja:

**Slika 6 Rezultati procjene PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 19					
Number of instruments = 292					
=====					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	
-----					
lag1_REERMIS	45.8214 ** (14.7066)	22.7956 *** (6.7043)	-2.2944 (2.4276)	23.7804 (21.5437)	
lag1_SPB	8.2288 (5.7568)	-3.3113 (3.0480)	2.9485 (1.7379)	-5.2154 (3.3533)	
lag1_JD	0.9338 (6.2598)	-2.3484 (2.7757)	3.9333 ** (1.4760)	-5.2010 (3.5890)	
lag1_INDPR	-3.4187 (2.9860)	2.1366 (2.1240)	2.6914 ** (0.9411)	-2.7096 * (1.1467)	
CRIS	0.7841 (0.4089)	-0.0936 (0.2201)	0.2545 ** (0.0886)	-0.2944 (0.2603)	
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Slika 7 Rezultati procjene PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

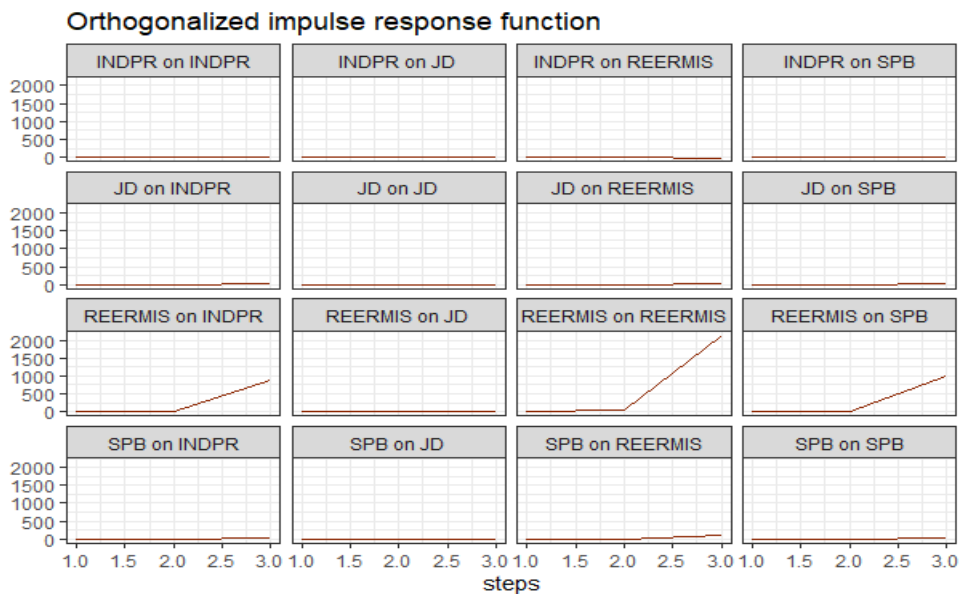
Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM				
-----				
Transformation: First-differences				
Number of groups = 16				
Number of instruments = 292				
=====				
	REERMIS	SPB	JD	INDPR
-----				
lag1_REERMIS	0.0071 (0.4142)	0.4325 (0.3787)	0.1828 (1.9803)	1.7698 (1.9643)
lag1_SPB	4.9099 * (2.3067)	0.1375 (1.0273)	1.3136 (1.4430)	-1.0875 (0.8700)
lag1_JD	-1.0500 (1.3132)	1.8342 (1.0068)	3.3199 (1.6997)	-2.0280 (1.2579)
lag1_INDPR	-2.9939 (1.9709)	5.6381 * (2.3361)	2.1036 (1.3065)	-1.8221 (1.0465)
CRIS	0.6091 ** (0.2005)	0.2228 (0.1212)	0.1649 * (0.0840)	-0.0007 (0.0903)
=====				
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05				

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

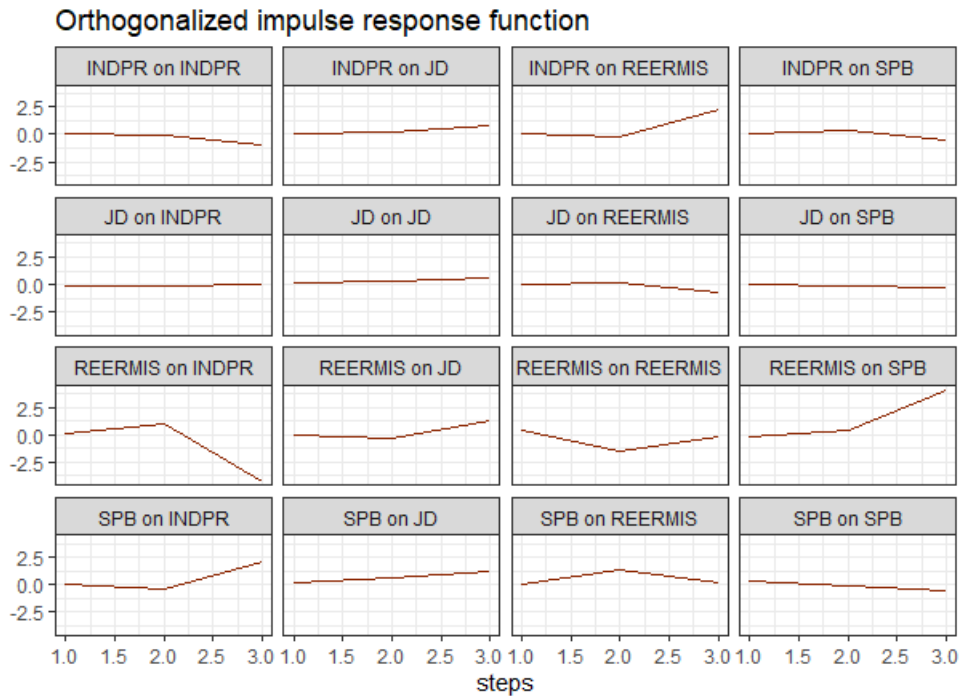
Funkcije impulsnog odaziva modela 3 prikazane grafički i tablično:

**Grafikon 24 OIRF PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Grafikon 25 OIRF PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 12 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19)**

\$REERMIS				
	REERMIS	SPB	JD	INDPR
[1,]	0.981	0.0	0.00	0.00
[2,]	44.464	1.8	1.07	-0.344
[3,]	2145.573	88.2	42.25	-12.796

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 13 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS				
	REERMIS	SPB	JD	INDPR
[1,]	0.376	0.00	0.000	0.000
[2,]	-1.513	1.32	0.087	-0.224
[3,]	-0.270	0.10	-0.774	2.312

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Dekompozicija varijance prognostičke pogreške zavisne varijable za obje skupine zemalja modela 3:

**Tablica 14 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 3 za sve članice EMU (N = 19)**

\$REERMIS				
	REERMIS	SPB	JD	INDPR
[1,]	1.000	0.00000	0.000000	0.00e+00
[2,]	0.998	0.00163	0.000577	5.96e-05
[3,]	0.998	0.00169	0.000387	3.55e-05
[4,]	0.998	0.00162	0.000387	3.71e-05
[5,]	0.998	0.00163	0.000390	3.73e-05
[6,]	0.998	0.00163	0.000390	3.73e-05
[7,]	0.998	0.00163	0.000390	3.73e-05
[8,]	0.998	0.00163	0.000390	3.73e-05

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 15 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS				
	REERMIS	SPB	JD	INDPR
[1,]	1.000	0.0000	0.00000	0.00000
[2,]	0.575	0.4113	0.00179	0.01186
[3,]	0.244	0.1706	0.05910	0.52601
[4,]	0.898	0.0921	0.00427	0.00515
[5,]	0.652	0.2990	0.00285	0.04594
[6,]	0.529	0.0881	0.03026	0.35242
[7,]	0.833	0.1617	0.00264	0.00297
[8,]	0.627	0.2793	0.00754	0.08577

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

## Rezultati modela 4

Rezultati procijenjenih parametara modela 4 za obje skupine zemalja:

**Slika 8 Rezultati procjene PVAR modela 4 za sve članice EMU (N = 19)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 19					
Number of instruments = 455					
=====					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
-----					
lag1_REERMIS	0.8576 ** (0.3082)	0.4475 * (0.2084)	0.3240 * (0.1509)	1.3288 * (0.5494)	0.1019 (0.1495)
lag1_SPB	1.4280 ** (0.5266)	3.7490 *** (0.8953)	-1.0259 (0.8889)	-3.8080 *** (1.0462)	-0.4458 (0.5917)
lag1_JD	-0.3612 (0.4266)	2.1754 ** (0.6940)	-0.1113 (0.5529)	-2.3905 *** (0.6222)	0.2004 (0.2102)
lag1_INDPR	1.4736 * (0.6858)	-0.5133 (0.4845)	0.0007 (0.2981)	-1.6046 *** (0.3727)	1.7733 * (0.7885)
lag1_INFL	2.7523 ** (1.0436)	3.2568 *** (0.8782)	1.2258 (0.7985)	-3.5784 *** (0.9308)	1.3378 (0.7429)
CRIS	0.2670 ** (0.0983)	0.0211 (0.0523)	-0.0037 (0.0376)	-0.2542 *** (0.0669)	0.2992 (0.1670)
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Slika 9 Rezultati procjene PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

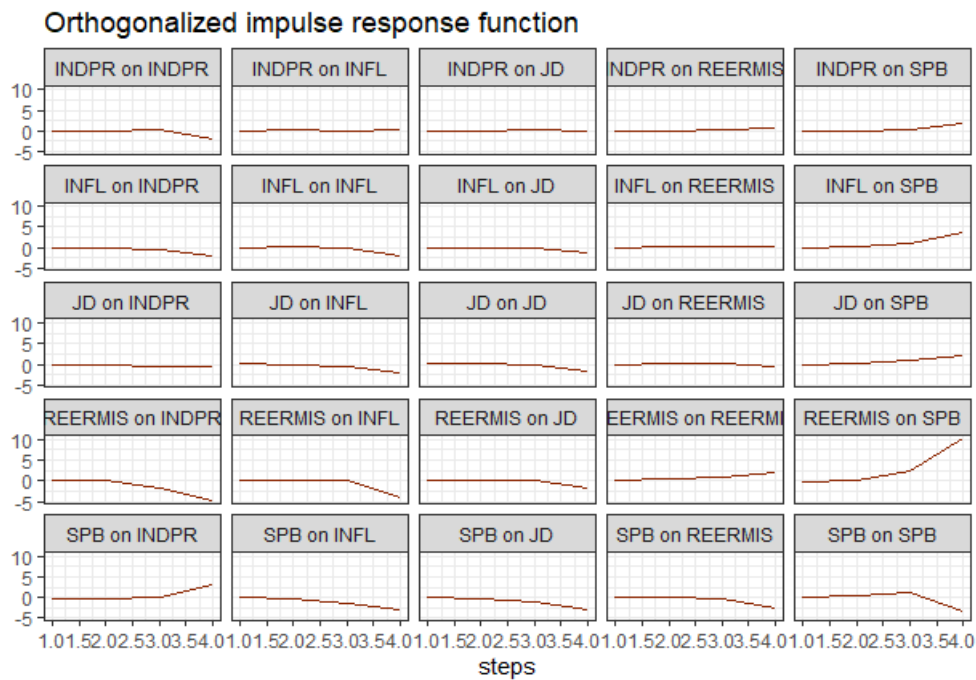
Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 16					
Number of instruments = 455					
=====					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
-----					
lag1_REERMIS	0.0854 (0.0479)	-0.0832 (0.0939)	-0.3926 (0.3113)	0.0640 (0.0751)	0.0620 (0.0518)
lag1_SPB	1.3187 * (0.6538)	1.4523 ** (0.5168)	0.0729 (0.6986)	-2.4819 ** (0.7628)	-0.9860 (0.7398)
lag1_JD	-0.5833 (0.4609)	0.5412 (0.3968)	1.2767 *** (0.3668)	-3.0622 *** (0.8429)	-0.2794 (0.3054)
lag1_INDPR	-0.3879 (0.4205)	1.5579 *** (0.4411)	0.3782 (0.3172)	-2.4737 *** (0.6283)	0.4206 (0.4873)
lag1_INFL	-0.1913 (0.1074)	0.2843 (0.7537)	1.2948 (0.9530)	-1.1943 ** (0.3976)	0.1566 (0.6069)
CRIS	0.3437 * (0.1639)	0.1484 * (0.0690)	0.0478 (0.0330)	-0.1346 *** (0.0378)	0.0302 (0.1573)
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

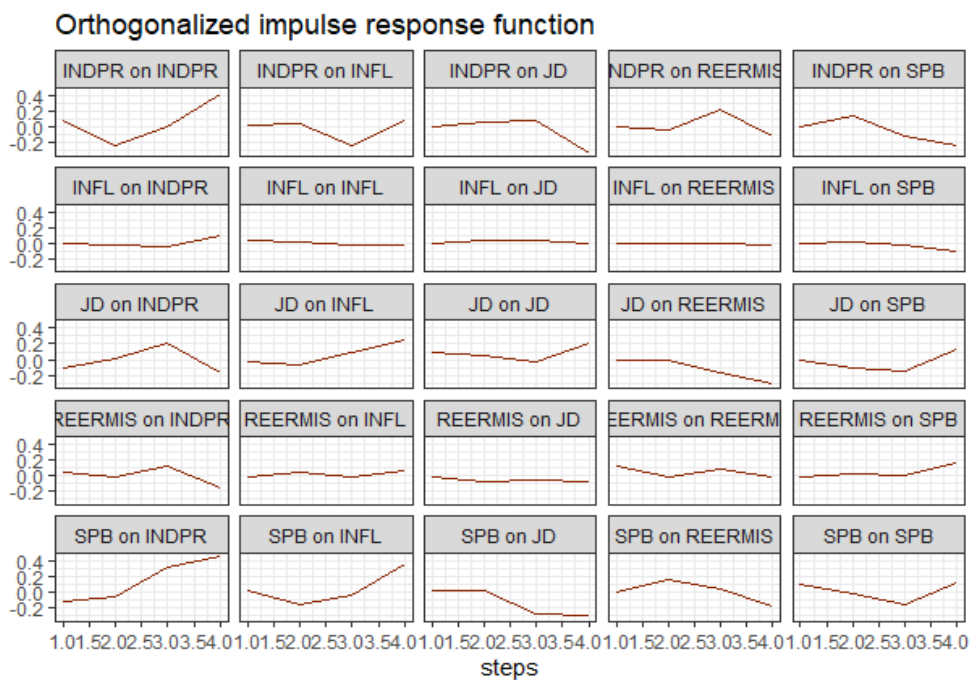
Funkcije impulsnog odaziva modela 4 prikazane grafički i tablično:

**Grafikon 26 OIRF PVAR modela 4 za sve članice EMU (N = 19)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Grafikon 27 OIRF PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 16 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 4 za sve članice EMU (N=19)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1,]	0.136	0.0000	0.00000	0.000	0.000
[2,]	0.329	0.0138	0.00654	0.114	0.142
[3,]	0.993	-0.4682	0.03527	0.243	0.256
[4,]	1.893	-2.6195	-0.53488	0.825	0.287

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 17 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1,]	0.1319	0.0000	0.00000	0.0000	0.00000
[2,]	-0.0063	0.1701	-0.00851	-0.0375	-0.00527
[3,]	0.0888	0.0381	-0.17204	0.2256	0.00101
[4,]	-0.0178	-0.1711	-0.30375	-0.1324	-0.02253

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Dekompozicija varijance prognostičke pogreške zavisne varijable modela 4:

**Tablica 18 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 4 za sve članice EMU (N = 19)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1,]	1.0000	0.0000	0.000000	0.00000	0.0000
[2,]	0.7918	0.0012	0.000268	0.08115	0.1256
[3,]	0.7463	0.1470	0.000863	0.04840	0.0574
[4,]	0.3617	0.5454	0.022133	0.05793	0.0129
[5,]	0.0493	0.7579	0.125499	0.02744	0.0399
[6,]	0.5027	0.1941	0.155314	0.00347	0.1444
[7,]	0.7302	0.0868	0.047009	0.02723	0.1088
[8,]	0.3987	0.5254	0.005952	0.04493	0.0250

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 19 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1,]	1.0000	0.000	0.00000	0.0000	0.000000
[2,]	0.3643	0.604	0.00151	0.0294	0.000580
[3,]	0.1839	0.221	0.21545	0.3798	0.000209
[4,]	0.0924	0.215	0.43925	0.2515	0.001932
[5,]	0.2395	0.131	0.25418	0.3258	0.049929
[6,]	0.0544	0.780	0.07726	0.0741	0.014200
[7,]	0.0223	0.289	0.24295	0.4374	0.008060
[8,]	0.0082	0.417	0.40127	0.1698	0.003300

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

### 4.3. Interpretacija rezultata

U skladu sa procijenjenim rezultatima odabranih PVAR modela iz potpoglavlja 4.2., interpretacija rezultata također je prikazana na način da su uspoređeni isti modeli između dvije navedene skupine zemalja tj. kako su prikazani rezultati u potpoglavlju 4.2.

#### Interpretacija rezultata procjene PVAR modela 1

Usporedbom rezultata procjene PVAR modela 1, iz slike 2 i 3 može se zaključiti da model koji isključuje Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16) ima znatno veći broj statistički značajnih varijabli. Pozornost je posebno potrebno usmjeriti na prvi stupac modela koji prikazuje utjecaj nezavisnih endogenih varijabli s pomakom 1 ( $p = 1$ ) i egzogene varijable kriza na zavisnu varijablu neusklađenost realnih tečajeva članica EMU.

Iz slike 2 vidljivo je da je u modelu koji uključuje sve članice EMU (N = 19) jedino lagirana varijabla neusklađenost realnih tečajeva članica EMU statistički značajna uz razinu značajnosti  $\alpha = 10\%$ , dok rezultati procjene istog modela na uzorku EMU (N = 16) pokazuju da lagirana varijabla proračunski saldo jedina nije statistički značajna u modelu, dok su ostale varijable značajne uz razinu značajnosti  $\alpha = 5\%$  i  $10\%$ .

U modelu koji uključuje sve članice EMU (N = 19), koeficijent uz lagiranu nezavisnu varijablu neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU iznosi  $\alpha_1 = -22,8$ , što znači da porast neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU iz prethodnog razdoblja za 1% (što označava deprecijaciju realnog tečaja za 1%), držeći ostale varijable nepromijenjene, u prosjeku vodi k aprecijaciji realnih tečajeva članica EMU za 22,8% u idućem razdoblju.

Pregledom ostalih koeficijenata uz nezavisne varijable u prvom stupcu slike 3 modela koji isključuje Slovačku, Latviju i Irsku može se zaključiti da pozitivna promjena odnosno poboljšanje stanja na tekućem računu platne bilance u prošlom razdoblju vodi k deprecijaciji realnih tečajeva članica EMU od 12,4% u idućem razdoblju, da pozitivna promjena proračunskog salda od 1% (npr. u vidu smanjenja budžetskog deficita) u prošlom razdoblju u prosjeku vodi k deprecijaciji realnih tečajeva od 3,4% u idućem razdoblju, da porast industrijske proizvodnje u prošlom razdoblju od 1%, uz ostale varijable nepromijenjene, u prosjeku vodi k aprecijaciji realnih tečajeva članica EMU od 5,2% te da je u godinama krize bila prisutna deprecijacija realnih tečajeva u prosjeku od 0,4%.

Iz modela 1 za obje skupine zemalja može se zaključiti da varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU najviše doprinose neusklađenosti realnih tečajeva EMU, dok u skupini zemalja sa svim članicama EMU izrazito visoki koeficijent dobiven je uz varijablu proračunski saldo, koji ipak nije statistički značajan.

Grafikonima 20 i 21 pokazuju ortogonalne funkcije impulsnog odaziva promatranih PVAR modela. Funkcijom impulsnog odaziva promatra se kako jedinični „šok“ od jedne standardne devijacije u endogenoj varijabli utječe na zavisnu varijablu modela. Ako se promatra grafikon 20 (treći stupac) i pripadajuća tablica 4 koji se odnose na model sa svim članicama EMU, može se uočiti da „šok“ (povećanje) od jedne standardne devijacije u varijabli  $\Delta \log INDPR$  trenutno ne utječe na promjenu neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU ( $N = 19$ ), ali u sljedećem razdoblju uzrokuje aprecijaciju realnih tečajeva članica EMU za 1,9%.

Ipak, ovdje je potrebno naglasiti da se funkcijama impulsnog odaziva treba promatrati dugoročni utjecaj „šoka“ nezavisne endogene varijable na zavisnu varijablu. Tako je u pripadajućim grafikonima 20 i 21 te tablicama 4 i 5 vidljivo da šokovi u endogenim varijablama izuzev u neusklađenosti realnih tečajeva, ne dovode do trenutne promjene neusklađenosti realnih tečajeva već da promjene nastupaju u idućim periodima, a ono što je posebno važno je da „šokovi“ endogenih varijabli u zavisnoj varijabli ne iščezavaju, već da ostaju perzistentni i dugoročno povećavaju neusklađenosti realnih tečajeva što govori u prilog da promjene u promatranim endogenim varijablama značajno utječu na kretanja neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU.

Rezultati dekompozicije varijance prognostičke pogreške zavisne varijable u tablici 6 s obzirom na sve članice EMU ( $N = 19$ ) pokazuju da u 8. periodu (godini) varijabla  $\Delta \log SPB$  objašnjava čak 59% varijacija prognostičke pogreške zavisne varijable  $\Delta \log REERMIS$ , dok u istom tom periodu varijabla  $\Delta \log REERMIS$  objašnjava 39,6% varijance svoje prognostičke pogreške.

U tablici 7 rezultati dobivene dekompozicije varijance nešto su drugačiji pa u 8. periodu (godini) varijabla  $\Delta \log REERMIS$  objašnjava 64% varijance svoje prognostičke pogreške, dok varijabla  $\Delta \log INDPR$  objašnjava 29% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable.

S obzirom na navedene rezultate, može se zaključiti da u modelu 1, varijable koje najviše doprinose neusklađenosti su saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU, dok je u slučaju modela sa svim članicama EMU potrebno spomenuti perzistentan utjecaj varijable proračunski saldo koja ipak u procijenjenom modelu nije statistički značajna.



## Interpretacija rezultata procjene PVAR modela 2

Model 2 uključuje iste endogene varijable kao i model 1 uz dodatak inflacije kao nove endogene varijable. Promatranjem koeficijenata za obje skupine zemalja može se uočiti da je uključivanje varijable inflacije u model značajno smanjilo vrijednosti dobivenih koeficijenata u obje skupine zemalja. Za razliku od modela 1 kada je skupina zemalja članica EMU koja isključuje Slovačku, Latviju i Irsku imala veći broj statistički značajnih varijabli, iz slike 4 i 5 vidljivo je da PVAR model skupine zemalja sa svim članicama EMU ( $N = 19$ ) ima veći broj statistički značajnih varijabli. Usporedbom prvog stupca modela 2 obje skupine zemalja (slika 4 i 5), može se uočiti da su predznaci koeficijenata uz nezavisne endogene varijable isti izuzev lagirane varijable neusklađenosti realnih tečajeva EMU koja je u skupini zemalja EMU ( $N = 16$ ) statistički značajna uz razinu značajnosti  $\alpha = 10\%$  i varijable inflacija koja nije značajna ni za jednu skupinu zemalja.

S obzirom na veličinu koeficijenata vidljivo je da su za obje skupine zemalja viši koeficijenti prisutni uz varijable  $\Delta \log PRS$  i  $\Delta \log SPB$ , a u modelu koji uključuje sve članice EMU ( $N = 19$ ) visoki koeficijent dobiven je uz varijablu  $\Delta \log INDPR$ . Grafikoni 22 i 23 funkcija impulsnog odaziva, posebice 4. stupac grafikona koji pokazuje utjecaj „šoka“ u endogenim varijablama na zavisnu varijablu modela, imaju gotovo identične reakcije (odazive) zavisne varijable na „šok“ u nezavisnim varijablama. Ovdje je potrebno primijetiti da su za razliku od modela 1, dodatkom endogene varijable inflacija, odazivi zavisne varijable na „šokove“ u nezavisnim varijablama značajno manjeg intenziteta. Ono što je jednako u vezi funkcija impulsnog odaziva kao i u modelu 1 je da odazivi zavisne varijable na „šokove“ u varijablama  $\Delta \log SPB$ ,  $\Delta \log PRS$  i  $\Delta \log INDPR$  ne iščezavaju već da ostaju trajno prisutni sa jačim odazivima u vremenski udaljenijim razdobljima.

Dekompozicija varijance prognostičke pogreške zavisne varijable u slučaju skupine zemalja sa svim članicama EMU ( $N = 19$ ) upućuje da zavisna varijabla u 8. periodu objašnjava najveći postotak (50,5%) varijance svoje prognostičke pogreške, dok varijabla  $\Delta \log SPB$  objašnjava u istom periodu 22,3% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable. U skupini zemalja bez Slovačke, Latvije i Irske (tablica 11) dekompozicija varijance upućuje da u 8. periodu najveći postotak varijance prognostičke pogreške zavisne varijable objašnjava varijabla  $\Delta \log PRS$  (51,2%).

Iz svega navedenog može se zaključiti da uključivanjem inflacije u PVAR model i na temelju dobivenih rezultata u obje skupine zemalja, najvećoj neusklađenosti realnih tečajeva članica

EMU doprinose varijable proračunski saldo članica EMU, saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU.

### **Interpretacija rezultata procjene PVAR modela 3**

U modelu 3 varijabla proračunski saldo zamijenjena je varijablom javni dug, dok su ostale endogene varijable i egzogena varijabla kriza ostale nepromijenjene kao i u modelu 1. U slučaju skupine sa svim zemljama EMU (N = 19), koeficijenti uz nezavisne varijable značajno su veći nego u skupini bez Slovačke, Latvije i Irske, što je ujedno bio slučaj i sa modelom 1. U skupini zemalja sa svim članicama EMU (N = 19), izuzev lagirane varijable neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, najveći koeficijenti prisutni su uz varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijske proizvodnje članica EMU, što je ujedno slično dobivenim koeficijentima u modelu 1 koji uključuje sve članice EMU. U modelu 3 koji iz članica EMU isključuje Slovačku, Latviju i Irsku, najveći koeficijenti su također uz varijable salda tekućeg računa platne bilance i industrijske proizvodnje što također odgovara dobivenim rezultatima koeficijenata kao i predznacima koeficijenata modela 1 članica EMU bez navedene tri zemlje (EMU = 16).

S obzirom na funkcije impulsnog odaziva modela 3, u skupini zemalja sa svim članicama EMU (N = 19) vidljivo je da najveći utjecaj na neusklađenost realnih tečajeva članica EMU ima lagirana varijabla neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, ali i da „šokovi“ u svim ostalim nezavisnim varijablama ostaju dugoročno perzistentni u zavisnoj varijabli (grafikon 24 i tablica 12).

U skupini koja isključuje Slovačku, Latviju i Irsku iz članica EMU (N = 16), odazivi u zavisnoj varijabli su mnogo manjeg intenziteta te u slučaju „šokova“ u lagiranoj varijabli neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU i varijabli saldo tekućeg računa bilance plaćanja ukazuju na konvergenciju, odnosno iščezavanje nakon 3. perioda (godine), dok „šokovi“ u varijablama javni dug i industrijska proizvodnja članica EMU ostaju perzistentni u zavisnoj varijabli (grafikon 25 i tablica 13).

Dekompozicija varijance u slučaju skupine EMU (N = 16) upućuje da nakon 8. perioda (godine) zavisna varijabla objašnjava 62,7% varijance svoje prognostičke pogreške, dok varijabla saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU objašnjava u istom periodu gotovo 28% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable, a varijabla industrijske proizvodnje članica EMU objašnjava 8,5% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable (tablica 15).

Rezultati modela 3 upućuju na sličan zaključak kao i rezultati modela 1 tj. da izuzev lagirane varijable neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, varijable koje najviše utječu na neusklađenost realnih tečajeva članica EMU su saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU.

#### **Interpretacija rezultata procjene PVAR modela 4**

U posljednjem analiziranom modelu 4, varijablama modela 3 dodana je endogena varijabla inflacija. Kao i u slučaju modela 2 gdje je veći broj statistički značajnih varijabli bio prisutan u skupini zemalja sa svim članicama EMU ( $N = 19$ ), posebno u prvom stupcu jednadžbe gdje je zavisna varijabla neusklađenost realnih tečajeva članica EMU, jednako tako je i u modelu 4 veći broj statistički značajnih varijabli prisutan kod skupine zemalja sa svim članicama EMU. U promatranoj skupini sve varijable su statistički značajne uz razinu značajnosti  $\alpha = 5\%$  i  $10\%$ , dok varijabla javni dug jedina nije statistički značajna. Jednako tako, najveći koeficijenti nalaze se uz varijable inflacija, saldo tekućeg računa platne bilance i industrijska proizvodnja.

Ipak, usporedbom dobivenih koeficijenata između dvije promatrane skupine zemalja, kao i usporedbom njihovih funkcija impulsnog odaziva prikazanih grafikonima 26 i 27 i tablicama 16 i 17, vidljivo je da isključivanje Slovačke, Latvije i Irske iz uzorka doprinosi značajnom smanjenju kretanja neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU. Analizom funkcija impulsnog odaziva za obje skupine zemalja može se uočiti da „šokovi“ od jedne standardne devijacije u varijabli inflacija ne dovode do značajnih odaziva u zavisnoj varijabli neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU te da kao što je bio slučaj u prethodnim modelima koji se odnose na skupinu sa svim članicama EMU ( $N = 19$ ), „šokovi“ u ostalim endogenim varijablama ostaju perzistentni u zavisnoj varijabli. I u ovom slučaju, na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU najveći utjecaj izuzev same neusklađenosti u prethodnom razdoblju, imaju varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU.

Dekompozicija varijance u slučaju skupine zemalja sa svim članicama EMU ( $N = 19$ ) upućuje da nakon 8. perioda najveći postotak varijance zavine varijable objašnjava varijabla saldo tekućeg računa platne bilance (52,5%), dok sama zavisna varijabla u istom periodu objašnjava gotovo 40% varijance svoje prognostičke pogreške (tablica 18).

Nešto drugačiji rezultati s obzirom na dekompoziciju varijance dobiveni su u skupini zemalja bez Slovačke, Latvije i Irske ( $EMU = 16$ ), gdje je najveći postotak varijance zavisne varijable

nakon 8. perioda objašnjen varijablama saldo tekućeg računa platne bilance (41,7%) i javni dug (40,1%), dok industrijska proizvodnja objašnjava 17% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable (tablica 19).

Iz navedenog se može zaključiti da su u modelu 4 s obzirom na skupinu zemalja koja uključuje sve članice EMU (N = 19) varijable koje najviše utječu na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU, dok je u skupini zemalja bez Slovačke, Latvije i Irske (N = 16), uz prethodno navedene varijable, utjecaj varijable javni dug članica EMU dugoročno prisutan u zavisnoj varijabli, iako sama varijabla javni dug u obje skupine zemalja modela 4 nije statistički značajna.

S obzirom na sve analizirane modele i iznesene zaključke svakog pojedinog modela, u modelima 1 i 3 koji se sastoje od 4 endogene i 1 egzogene varijable, varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU najviše doprinose neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU. U modelu 1 varijabla proračunski saldo, odnosno varijabla javni dug u modelu 3 također imaju snažan utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU (gledajući veličinu dobivenih koeficijenata i funkcije impulsnog odaziva), ali niti jedna od ove dvije varijable u niti jednom modelu nije statistički značajna.

Dodatkom endogene varijable inflacija u modele 2 i 4 dolazi do smanjenja veličina dobivenih koeficijenata uz nezavisne varijable kao i do stabilizacije funkcija impulsnog odaziva. Ipak i u ovim modelima najsnažniji utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU (promatrajući dobivene koeficijente, funkcije impulsnog odaziva i dekompoziciju varijance) opet su imale varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU, dok je za model 2 potrebno istaknuti da je varijabla proračunski saldo također imala za obje skupine zemalja važan utjecaj u kretanju neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU te da je u skupini zemalja sa svim članicama EMU (N = 19) bila statistički značajna uz razinu značajnosti  $\alpha = 1\%$ .

Dakle, kanali kojima je s obzirom na rezultate promatranih PVAR modela moguće vršiti prilagođavanje realnih tečajeva članica EMU trebaju djelovati primarno kroz varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU, dok je statistički značajan utjecaj na prilagođavanje realnih tečajeva članica EMU u pojedinim PVAR modelima imala i varijabla proračunski saldo članica EMU.

#### 4.4. Usporedba rezultata između članica Ekonomske i monetarne unije te Europske unije

Budući da je u procjeni PVAR modela na uzorku članica EMU  $N < T$ , čime je moguće da procjene ne budu nepristrane i konzistentne, radi usporedbe rezultata, odnosno radi usporedbe varijabli koje imaju značajan utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva i provjere dobivenih rezultata na primjeru članica EMU, provedena je analiza PVAR modela na primjeru zemalja članica EU gdje je  $N > T$ .

Pri tom su procijenjena dva modela sa 5 endogenih varijabli i jednom egzogenom varijablom. Kao i u slučaju prethodno analiziranih modela, razlika između prvog i drugog modela je što je u prvom modelu kao jedna od endogenih varijabli uzeta varijabla proračunski saldo, dok je u drugom modelu varijabla proračunski saldo zamijenjena sa varijablom javni dug. Zapis prvog modela izgleda kako slijedi:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} = & \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log PRS_{i,t-1} \\ & + \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log INFL_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (45)$$

Zapis drugog modela izgleda kako slijedi:

$$\begin{aligned} \Delta \log REERMIS_{i,t} = & \alpha_1 \Delta \log REERMIS_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log SPB_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log JD_{i,t-1} \\ & + \alpha_1 \Delta \log INDPR_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta \log INFL_{i,t-1} + \beta_1 CRIS_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (46)$$

Rezultati PVAR modela 1 članica EU uspoređeni su sa PVAR rezultatima PVAR modela 2 koji uključuje sve članice EMU.

**Slika 10 Rezultati procjene PVAR modela 1 članica EU (N = 27)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM					
-----					
Transformation: First-differences					
Number of groups = 27					
Number of instruments = 455					
=====					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
-----					
lag1_REERMIS	2.6710 *** (0.7902)	2.9716 (1.7882)	-10.0034 *** (2.5847)	16.0128 ** (5.2730)	-8.1902 ** (2.7306)
lag1_SPB	-4.4533 ** (1.4495)	2.0543 * (0.7988)	0.1792 (0.3236)	-8.3105 *** (2.0547)	8.0960 *** (2.2602)
lag1_PRS	8.1611 *** (2.3732)	-0.7209 (0.5643)	6.1351 *** (1.5962)	6.6181 *** (1.6921)	-14.5565 *** (4.0019)
lag1_INDPR	-7.0208 *** (1.9436)	0.5488 (0.3668)	-0.0624 (0.2133)	-4.7421 *** (1.1284)	9.4525 *** (2.4021)
lag1_INFL	3.9538 *** (0.9733)	10.7095 *** (2.9107)	3.5894 ** (1.3265)	-4.4793 *** (1.1996)	6.3287 *** (1.7350)
CRIS	-0.2439 *** (0.0710)	-0.1338 (0.0683)	0.4575 *** (0.1242)	-0.7812 *** (0.1842)	0.4114 *** (0.1214)
=====					
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05					

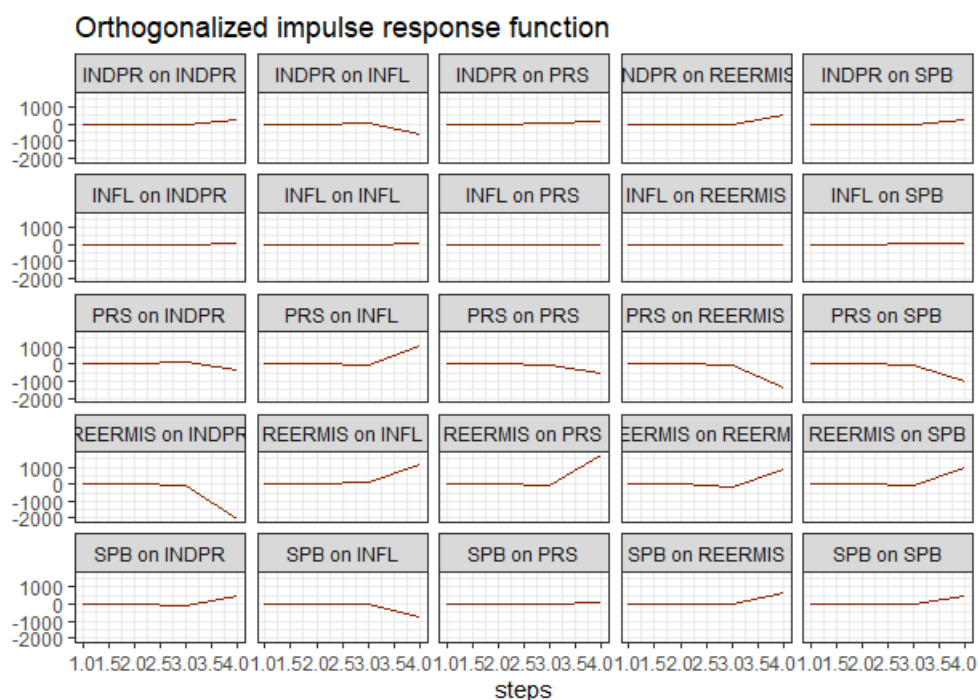
Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

Iz slike 10 koja se odnosi na rezultate procjene parametara PVAR modela 1 te iz prvog stupca procijenjenog modela može se vidjeti da su za razliku od PVAR modela 2 članica EMU, sve varijable statistički značajne uz razinu značajnosti  $\alpha = 1\%$  i 5%. Ono što je različito su predznaci koeficijentata uz varijable saldo tekućeg računa platne bilance, industrijska proizvodnja i kriza, ali su i različite veličine dobivenih koeficijentata koji su veći u slučaju PVAR modela 1 članica EU što je ujedno i očekivani rezultat s obzirom da su zemlje koje nisu članice EMU slabije razvijene od članica EMU i često sa većim volatilitetima realnih tečajeva.

Analizom funkcija impulsnog odaziva u četvrtom stupcu grafikona 28 i u tablici 20 u slučaju PVAR modela 1 članica EU također se može zaključiti da su odazivi zavisne varijable neusklađenosti realnih tečajeva članica EU na „šokove“ u endogenim varijablama PVAR modela 1 znatno većeg intenziteta nego u slučaju PVAR modela 2 članica EMU te da ostaju u slučaju svih endogenih varijabli dugotrajno perzistentni u zavisnoj varijabli.

**Grafikon 28 OIRF PVAR modela 1. članica EU (N = 27)**



*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

**Tablica 20. Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 1. članica EU (N = 27)**

\$REERMIS		REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1, ]		0.507	0.00	0.00	0.00	0.000
[2, ]		-3.607	-2.13	5.18	-2.43	0.374
[3, ]		-137.672	31.17	-19.52	6.30	4.600
[4, ]		829.791	695.20	-1422.34	533.52	-16.729

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

Jednako tako iz istih funkcija je vidljivo za varijable proračunski saldo i industrijska proizvodnja da unatoč početnom odazivu zavisne varijable čiji smjer odgovara predznacima dobivenih koeficijenata procijenjenog modela iz tablice 20, u sljedećim razdobljima funkcija mijenja smjer što znači da „šok“ od jedne standardne devijacije u varijabli proračunski saldo dugoročno vodi k aprecijaciji realnih tečajeva članica EU, dok „šok“ u varijabli industrijska proizvodnja dugoročno vodi k deprecijaciji realnih tečajeva članica EU.

**Tablica 21 FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama PVAR modela 1 članica EU (N = 27)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	PRS	INDPR	INFL
[1,]	1.000	0.0000	0.0000	0.00000	0.000000
[2,]	0.262	0.0893	0.5296	0.11667	0.002758
[3,]	0.929	0.0478	0.0200	0.00224	0.001043
[4,]	0.202	0.1384	0.5781	0.08133	0.000086
[5,]	0.943	0.0380	0.0127	0.00610	0.000235
[6,]	0.266	0.1160	0.5270	0.09062	0.000396
[7,]	0.918	0.0496	0.0254	0.00692	0.000374
[8,]	0.299	0.1094	0.5101	0.08145	0.000302

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Dekompozicijom varijance iz tablice 21 može se zaključiti da najveći postotak varijance prognostičke pogreške zavisne varijable u 8. periodu objašnjava varijabla proračunski saldo (51%), dok zavisna varijabla neusklađenost realnih tečajeva članica EU objašnjava gotovo 30% varijance svoje prognostičke pogreške. Saldo tekućeg računa platne bilance u ovom modelu u 8. periodu objašnjava gotovo 11% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable.

Dakle, s obzirom na rezultate procjene promatranog PVAR modela zajedno sa rezultatima funkcija impulsnog odaziva i dekompozicije varijance može se zaključiti da najveći utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EU imaju varijable proračunski saldo članica EU, saldo tekućeg računa platne bilance članica EU i industrijska proizvodnja članica EU.

**Slika 11 Rezultati procjene PVAR modela 2 članica EU (N = 27)**

Dynamic Panel VAR estimation, two-step GMM						
-----						
Transformation: First-differences						
Number of groups = 27						
Number of instruments = 455						
=====						
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL	
-----						
lag1_REERMIS	8.3454 **	2.1447 *	-10.2640 ***	2.0328	4.3751 **	
	(2.6174)	(0.9456)	(2.7784)	(1.8054)	(1.4245)	
lag1_SPB	0.2104	6.7383 ***	5.1513 ***	-2.6313 ***	4.0891 ***	
	(0.7531)	(1.4136)	(1.3786)	(0.6266)	(1.0956)	
lag1_JD	4.4096 ***	1.1122 *	4.1414 ***	-5.2057 ***	-7.5739 ***	
	(1.2182)	(0.5174)	(0.9163)	(1.2211)	(2.0422)	
lag1_INDPR	2.5627 ***	-0.6760	1.2913 ***	-6.6176 ***	-9.8998 ***	
	(0.7277)	(0.4716)	(0.3642)	(1.5186)	(2.6751)	
lag1_INFL	-2.8063 **	6.3629 ***	10.0392 ***	3.5174 **	12.7068 ***	
	(0.9174)	(1.5481)	(2.4360)	(1.2961)	(3.1531)	
CRIS	0.0663	0.5483 ***	0.2209 ***	-0.1708 ***	0.3429 **	
	(0.0550)	(0.1334)	(0.0605)	(0.0353)	(0.1275)	
=====						
*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05						

Napomena: \*\*\*, \*\* i \* označavaju signifikantnost na razini 1%, 5% i 10% značajnosti, standardne pogreške parametara su dane u zagradama.

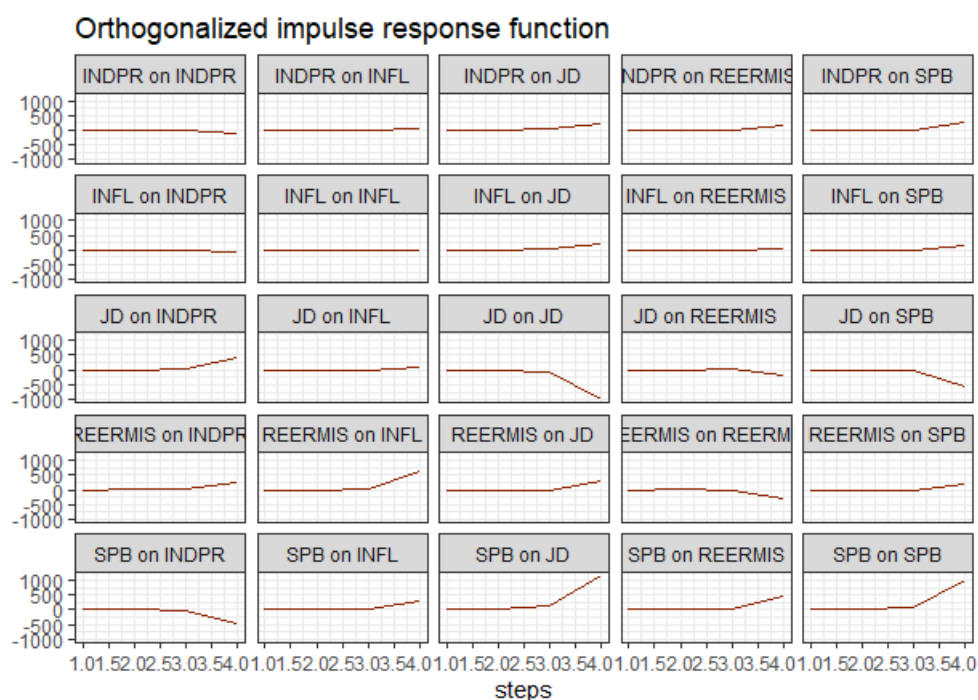
Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

U slučaju PVAR modela 2 u kojem je endogena varijabla proračunski saldo zamijenjena varijablom javni dug, rezultati procjene PVAR modela 2 dani slikom 11 (prvi stupac) upućuju



na to da varijable saldo tekućeg računa platne bilance EU i kriza nisu statistički značajne, dok su ostale nezavisne varijable statistički značajne uz razinu značajnosti  $\alpha = 1\%$  i  $5\%$ . Osim uz lagiranu varijablu neusklađenosti realnih tečajeva, najveći koeficijenti dobiveni su uz varijable javni dug, industrijska proizvodnja, ali i uz varijablu inflacija, dok je veličina dobivenih koeficijenata znatno manja od veličine koeficijenata dobivenih u PVAR modelu 4 članica EMU.

**Grafikon 29 OIRF PVAR modela 2 članica EU (N = 27)**



Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

**Tablica 22 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu  $\Delta \log REERMIS$  PVAR modela 2 članica EU (N = 27)**

\$REERMIS	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1,]	0.301	0.000	0.00	0.000	0.000
[2,]	2.606	-0.628	1.98	-0.198	-0.240
[3,]	-3.420	11.978	14.67	7.766	-0.381
[4,]	-311.679	464.255	-181.82	185.405	60.615

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

Grafikon 29 (stupac 4.) i tablica 22 funkcija impulsnog odaziva također otkrivaju jake odazive zavisne varijable na „šokove“ u nezavisnim varijablama koji ostaju dugotrajno prisutni u zavisnoj varijabli neusklađenosti realnih tečajeva članica EU. Osim u lagiranoj varijabli neusklađenosti realnih tečajeva članica EU, najveći odazivi zavisne varijable ostvaruju se

„šokovima“ u varijablama saldo tekućeg računa platne bilance (koja nije statistički značajna) i u varijablama javni dug i industrijska proizvodnja.

**Tablica 23. FEVD varijable  $\Delta \log REERMIS$  na dijelove pridružene svim endogenim varijablama PVAR modela 2 članica EU (N = 27)**

\$REERMIS					
	REERMIS	SPB	JD	INDPR	INFL
[1, ]	1.0000	0.0000	0.0000	0.00000	0.000000
[2, ]	0.6086	0.0349	0.3480	0.00346	0.005080
[3, ]	0.0420	0.3254	0.4956	0.13651	0.000458
[4, ]	0.2529	0.5613	0.0866	0.08962	0.009563
[5, ]	0.0666	0.5668	0.3035	0.04854	0.014499
[6, ]	0.0472	0.5595	0.3579	0.02117	0.014155
[7, ]	0.5779	0.3447	0.0681	0.00505	0.004292
[8, ]	0.5865	0.3716	0.0190	0.02209	0.000820

Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“

S obzirom na dekompoziciju varijance, zavisna varijabla objašnjava 58,6% varijance svoje prognostičke pogreške, dok varijabla saldo tekućeg računa platne bilance objašnjava 37,2% varijance prognostičke pogreške zavisne varijable.

Uz sve navedeno, može se zaključiti da na temelju dobivenih rezultata izuzev same lagirane neusklađenosti realnih tečajeva članica EU, u ovom modelu varijable koje najviše utječu na kretanje neusklađenosti su javni dug članica EU i industrijska proizvodnja članica EU.

#### 4.5. Dijagnostička provjera

U nastavku je provedena dijagnostička provjera analiziranih PVAR modela koji se odnose na članice EMU. Dijagnostička provjera sastoji se od dva testa: 1) Hansenovg (J-test) testa za testiranje prekomjerno identificiranih restrikcija i 2) Andrews-Lu postupak odabira modela. Rezultati provedenih testova za navedene PVAR modele dani su kako slijedi:

**Tablica 24 Dijagnostička provjera svih PVAR modela za članice EMU (N = 19 i N = 16)**

Pomak	Hansenov J-test (p-vrijednost)	Andrews-Lu postupak odabira modela		
		$MMSC_{BIC}$	$MMSC_{HQIC}$	$MMSC_{AIC}$
<b><i>PVAR model 1 za sve članice EMU (N = 19)</i></b>				
1	p>0,05	-1675	-1063	-574
2	p>0,05	-1635	-1042	-566
3	p>0,05	-1595	-1021	-558
<b><i>PVAR model 1 za članice EMU bez Slovačke, Latvije i Irske (N = 16)</i></b>				
1	p>0,05	-1625	-1045	-574
2	p>0,05	-1586	-1024	-566
3	p>0,05	-1547	-1004	-558

<b><i>PVAR model 2 za sve članice EMU (N = 19)</i></b>				
1	p>0,05	-2620	-1663	-898
2	p>0,05	-2565	-1635	-888
3	p>0,05	-2510	-1607	-878
<b><i>PVAR model 2 za članice EMU bez Slovačke, Latvije i Irske (N = 16)</i></b>				
1	p>0,05	-2543	-1635	-898
2	p>0,05	-2489	-1607	-888
3	p>0,05	-2434	-1579	-878
<b><i>PVAR model 3 za sve članice EMU (N = 19)</i></b>				
1	p>0,05	-1675	-1063	-574
2	p>0,05	-1635	-1042	-566
3	p>0,05	-1595	-1021	-558
<b><i>PVAR model 3 za članice EMU bez Slovačke, Latvije i Irske (N = 16)</i></b>				
1	p>0,05	-1625	-1045	-574
2	p>0,05	-1586	-1024	-566
3	p>0,05	-1547	-558	-1004
<b><i>PVAR model 4 za sve članice EMU (N = 19)</i></b>				
1	p>0,05	-2620	-1663	-898
2	p>0,05	-2565	-1635	-888
3	p>0,05	-2510	-1607	-878
<b><i>PVAR model 4 za članice EMU bez Slovačke, Latvije i Irske (N = 16)</i></b>				
1	p>0,05	-2543	-1635	-898
2	p>0,05	-2489	-1607	-888
3	p>0,05	-2434	-1579	-878

*Izvor: izračun autora pomoću programske potpore „R“*

Hansenovim J-testom za testiranje prekomjerno identificiranih restrikcija provjerava se pretpostavka valjanosti GMM procjenitelja da su instrumenti egzogeni. Nultom hipotezom se pretpostavlja da su prekomjerno identificirane restrikcije (instrumenti) valjani (egzogeni). Budući da je vrijednost testne veličine empirijskog hi-kvadrata izrazito malena, iz tablice je vidljivo da je p-vrijednost Hansenovog J-testa za sve PVAR modele veća od 5% što znači da ne možemo odbaciti nultu hipotezu i zaključuje se da su prekomjerno identificirane restrikcije (instrumenti) u svim PVAR modelima valjani.

S obzirom na Andrews-Lu postupak odabira modela i informacijske kriterije<sup>20</sup> koji se koriste kod odabira optimalnog broja pomaka u specifikaciji PVAR modela, u tablici 24 dani su

<sup>20</sup> Objašnjeni u potpoglavlju 3.2.3.

rezultati informacijskih kriterija za 3 pomaka. Pomak kojemu su pridružene niže vrijednosti informacijskih kriterija trebao bi biti korišten u specifikaciji PVAR modela. Tablicom 24 može se vidjeti da su najniže vrijednosti informacijskih kriterija u svim PVAR modelima dobivene uz prvi pomak pa je isti korišten u specifikaciji svih analiziranih PVAR modela.

#### **4.6. Ograničenja istraživanja i smjernice za buduća istraživanja**

Istraživanjem utjecaja makroekonomskih i financijskih varijabli u analizi neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU u predmetnom radu nastojale su se identificirati varijable koje najviše utječu na neusklađenost realnih tečajeva članica EMU. Neusklađenost realnih tečajeva članica EMU od strane mnogih autora (Coudert et al., 2013; Comunale, 2015a) prepoznata je kao ključni problem koji između samih članica EMU vodi k različitim stopama produktivnosti i rasta što za posljedicu ima međusobnu divergenciju ekonomskog napretka članica EMU, umjesto željene konvergencije. S obzirom na postojeću ekonomsku literaturu, predmetnim radom identificirale su se one makroekonomske i financijske varijable za koje se očekivalo da promjene u ovim varijablama dovode do promjena u kretanjima same neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU.

Jedno od ograničenja istraživanja tiče se samog izbora varijabli PVAR modela. Naime, iako su u predmetnom radu odabrane makroekonomske i financijske varijable koje i ostali autori promatraju u analizi neusklađenosti realnih tečajeva, postoje još mnoge druge varijable koje su drugi autori promatrali u analizi neusklađenosti realnih tečajeva poput output jaza, kamatnih stopa, prinosa na dionice, FDI-ja, prinosa na obveznice, ponude novca, financijskih ciklusa i ostalih varijabli.

Jednako tako, moguće smjernice za izbor varijabli u budućim istraživanjima odnose se na izbor izvedenih varijabli koje su izračunate iz postojećih dostupnih varijabli. Jedna takva varijabla koja bi mogla imati značajan utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva je varijabla otvorenost.

Osim samih varijabli koje utječu na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, dodatno ograničenje istraživanja odnosi se na sami način izračuna neusklađenosti realnih tečajeva. Problem oko izračuna neusklađenosti realnog tečaja prisutan je u vidu da ne postoji opći konsenzus oko metodologije njegovog izračuna, odnosno ne postoji konsenzus oko metodologije izračuna ravnotežnog tečaja iz kojeg se računa neusklađenost. U predmetnom radu ravnotežni tečaj izračunat je direktno iz aktualnog nad kojim je upotrijebljen HP filter kako

bi se otklonile kratkoročne fluktuacije povezane sa poslovnim ciklusima. U budućim istraživanjima moguća je primjena neke druge metode izračuna ravnotežnog tečaja kako bi se dobio precizniji izračun neusklađenosti realnih tečajeva.

Osim promjena u samim varijablama PVAR modela, kako bi se točno utvrdile razlike među neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, moguća je podjela uzorka (članica EMU) u skupine s obzirom na određene geografske ili ekonomske karakteristike; npr. podjela prema regijama jer je dokazana veća neusklađenost realnih tečajeva članica EMU koje se nalaze na jugu Europe od onih koje se nalaze na sjeveru Europe ili npr. podjela prema stupnju ekonomskog razvoja jer je veća neusklađenost realnih tečajeva prisutna u slabije razvijenim članicama EMU što je i dokazano u slučaju rezultata PVAR modela članica EMU bez Slovačke, Latvije i Irske.

## 5. ZAKLJUČAK

Predmet istraživanja ovog rada bila je neusklađenost realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije. U situaciji liberalizacije kapitalnih tijekova, fiksnih valutnih tečajeva i zajedničke valute, kretanje realnih tečajeva članica EMU-a, odnosno njihovih međusobnih neusklađenosti, jedan je od glavnih uzroka različitih stopa rasta i produktivnosti članica EMU-a što umjesto željene ekonomske konvergencije članica EMU za posljedicu ima međusobnu divergenciju ekonomskog napretka članica EMU. S tim u vezi, predmetnim radom u skladu sa dostupnom ekonomskom literaturom i istraživanjima, identificirale su se one varijable za koje se očekivalo da promjene u kretanjima ovih varijabli vode k najsnažnijim promjenama neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU.

Po identifikaciji varijabli koje bi trebale imati značajan utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU i analizi pretpostavljenih teorijskih mehanizama utjecaja između izabranih varijabli, specificirani su i procijenjeni adekvatni vektorski autoregresijski panel modeli neusklađenosti realnih tečajeva te makroekonomskih i financijskih varijabli pomoću prethodno opisane generalizirane metode momenata te su zajedno sa dobivenim procjenama parametara analizirane funkcije impulsnog odaziva i dekompozicije varijance prognostičke pogreške zavisne varijable kako bi se dobio uvid u dugoročan utjecaj promatranih nezavisnih varijabli na neusklađenost realnih tečajeva članica EMU.

Obzirom na rezultate analize odabranih PVAR modela može se zaključiti da kanali kojima je moguće vršiti prilagođavanje realnih tečajeva članica EMU trebaju djelovati primarno kroz varijable saldo tekućeg računa platne bilance članica EMU i industrijska proizvodnja članica EMU, dok je statistički značajan utjecaj na prilagođavanje realnih tečajeva članica EMU u pojedinim PVAR modelima imala i varijabla proračunski saldo članica EMU.

Prilikom procjene vektorski autoregresijski panel modela uočeno je da visoke opažene vrijednosti u pojedinim varijablama određenih zemalja iznimno snažno utječu na dobivene procjene koje mogu upućivati na pogrešne zaključke glede dobivenih rezultata. U slučaju da se u svrhu zadovoljenja uvjeta da je  $N > T$  iz uzorka ne žele izostaviti zemlje čije opažene netipične vrijednosti pojedinih varijabli najsnažnije utječu na dobivene procjene, uvođenje dodatne varijable koja statistički značajno objašnjava promjene u zavisnoj varijabli, doprinosi da dobivene procjene budu nepristrane i konzistentne. Ipak, uvođenjem prevelikog broja endogenih varijabli riskira se da PVAR postane predimenzioniran te da posljedično ne bude zadovoljen uvjet stabilnosti modela.

## LITERATURA

### Knjige i poglavlja knjiga:

1. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2009.), Uvod u ekonometrijsku analizu. Zagreb: Element d.o.o.
2. Šonje, V. (2019), Euro u Hrvatskoj: Za i protiv. Zagreb: Arhivanalitika d.o.o.

### Članci:

1. Abrigo, M. R., & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), 778-804.
2. Adarov, A. (2019). Dynamic Interactions Between Financial and Macroeconomic Imbalances: A Panel VAR Analysis (No. 162). wiiw Working Paper.
3. Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of monetary economics*, 56(4), 494-513.
4. Akinlo, O. O., & Lawal, Q. A. (2015). Impact of exchange rate on industrial production in Nigeria 1986-2010. *International Business and Management*, 10(1), 104-110.
5. Andrews, D. and Lu, B. (2001). Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101(1):123–164.
6. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
7. Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of political Economy*, 72(6), 584-596.
8. Banić, F. (2019). Ekonometrijska analiza učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženoj zemlji-primjer Republike Hrvatske (Doctoral dissertation, University of Zagreb. Faculty of Economics and Business. Department of Statistics.).
9. Binder, M., Hsiao, C., and Pesaran, M. H. (2005). Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration. *Econometric Theory*, 21(4):795–837.
10. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
11. Bresser-Pereira, L. C. (2008). The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. *Brazilian Journal of Political Economy*, 28(1), 47-71.
12. Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. *Staff Papers*, 40(1), 108-151.
13. Canova, F. and Ciccarelli, M. (2013), "Panel Vector Autoregressive Models: A Survey ". ECB Working Paper No. 1507.
14. Carlin, W. (2013). Real exchange rate adjustment, wage-setting institutions, and fiscal stabilization policy: Lessons of the Eurozone's first decade. *CESifo Economic Studies*, 59(3), 489-519.

15. Çebi, C., & Çulha, A. A. (2014). The effects of government spending shocks on the real exchange rate and trade balance in Turkey. *Applied Economics*, 46(26), 3151-3162.
16. Chunming, Y. U. A. N., & Ruo, C. H. E. N. (2015). Policy transmissions, external imbalances, and their impacts: cross-country evidence from BRICS. *China Economic Review*, 33, 1-24
17. Clark, P. B., & MacDonald, R. (1999). Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. In *Equilibrium exchange rates* (pp. 285-322). Springer, Dordrecht.
18. Comunale, M. (2015a), „Long-Run Determinants and Misalignments of the Real Effective Exchange Rate in the EU“.Bank of Lithuania. Working Paper Series No. 18/2015.
19. Comunale, M. (2016), „Dutch disease, real effective exchange rate misalignments and their effect on GDP growth in EU“, *Journal of International Money and Finance*, forthcoming.
20. Comunale, M. (2017). A panel VAR analysis of macro-financial imbalances in the EU.
21. Côté, A. (1994). Exchange rate volatility and trade: A survey (No. 1994-5). Bank of Canada.
22. Coudert, V., Couharde, C., & Mignon, V. (2013). On currency misalignments within the euro area. *Review of International Economics*, 21(1), pp. 35–48.
23. Ćubelić, J. (2020). REALNI DEVIZNI TEČAJ I EKONOMSKI RAST (Diplomski rad, Sveučilište u Splitu. Ekonomski fakultet Split.).
24. Deskar-Škrbić, M. (2017), „Je li kuna stvarno precijenjena?“. Ekonomski Lab, Arhivanalitika d.o.o., Zagreb.
25. Dufrenot, G. and Yehoue, E. (2005). Real exchange rate misalignment: A panel cointegration and common factor analysis. *International Monetary Fund. Working Paper 05/164*.
26. Funda, J., & Lukinić, G. (2007). Assessment of the Balassa-Samuelson effect in Croatia. *Financial Theory and Practice*, 31(4), 321-351.
27. Fung, L. (2008). Large real exchange rate movements, firm dynamics, and productivity growth. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 41(2), 391-424.
28. Giannellis, N., & Koukouritakis, M. (2011). Behavioural equilibrium exchange rate and total misalignment: evidence from the euro exchange rate. *Empirica*, 38(4), 555-578.
29. Gnimassoun, B., & Mignon, V. (2015). Persistence of Current-account Disequilibria and Real Exchange-rate Misalignments. *Review of International Economics*, 23(1), 137-159.
30. Gnimassoun B. & Mignon V., (2013). „How Macroeconomic Imbalances Interact? Evidence from a Panel VAR Analysis“, Working Papers 2013-42, CEPII research center.
31. Grossmann, A., Love, I., & Orlov, A. G. (2014). The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 1-27.
32. Guzman, M., Ocampo, J. A., & Stiglitz, J. E. (2018). Real exchange rate policies for economic development. *World Development*, 110, 51-62.



33. Hamilton, J. (1994). *Time series econometrics*. Princeton U. Press, Princeton.
34. Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4):1029–1054.
35. Hansen, L. P. (2012). Proofs for Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. Working paper, University of Chicago.
36. Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1981). Post-war US business cycles: an empirical investigation. Northwestern University. Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Discussion Papers, 451.
37. Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
38. Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1371-1395.
39. Hosni, R. (2015). An assessment of the real exchange rate misalignment in Egypt: A structural VAR approach. *Applied Economics and Finance*, 2(3), 37-50.
40. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
41. Jovančević, R., Arčabić, V., & Globan, T. (2012). Prijenos poslovnih ciklusa zemalja Europske unije na Republiku Hrvatsku. *Ekonomski pregled*, 63(1-2), 3-21.
42. Koenker, R., & Machado, J. A. (1999). GMM inference when the number of moment conditions is large. *Journal of Econometrics*, 93(2), 327-344.
43. Lutkepohl, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2 edition.
44. Marić, Ž. (2012). Realni devizni tečaj i interno prilagođavanje (primjer bosne i hercegovine). *Tranzicija*, 14(29), 13-26.
45. McKinnon, R. I., & Ohno, K. (1997). *Dollar and yen: resolving economic conflict between the United States and Japan*. MIT press.
46. Mehrhoff, J. (2009). A solution to the problem of too many instruments in dynamic panel data GMM.
47. Miyamoto, W., Nguyen, T. L., & Sheremirov, V. (2019). The effects of government spending on real exchange rates: Evidence from military spending panel data. *Journal of International Economics*, 116, 144-157.
48. Mohapatra, S., & Biswas, B. (1997). Purchasing Power Parity and Equilibrium Real Exchange Rate. *Economics Research Institute Study Paper*, 9, 1.
49. Newey, K. W., & McFadden, D. (1994). Large sample estimation and hypothesis. *Handbook of Econometrics*, IV, Edited by RF Engle and DL McFadden, 2112-2245.
50. Ozcelebi, O. (2018). Analysis of the Role of Exchange Rate Volatility in Monetary Policy Conduction in OECD Countries: Empirical Evidence from Panel-VAR Models. In *Trade and Global Market*. IntechOpen.
51. Ozcelebi, O., & Yildirim, N. (2017). Interrelations between external and internal macroeconomic factors: empirical evidence on some OECD countries. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 15(2).
52. Palić, I., Dumičić, K., & Šprajček, P. (2014). Measuring real exchange rate misalignment in Croatia: cointegration approach. *Croatian Operational Research Review*, 135-148.

53. Petroulakis, F. (2017). Internal devaluation in currency unions: The role of trade costs and taxes.
54. Rapetti, M., Skott, P., & Razmi, A. (2012). The real exchange rate and economic growth: are developing countries different?. *International Review of Applied Economics*, 26(6), 735-753.
55. Razin, O., & Collins, S. M. (1997). Real exchange rate misalignments and growth (No. w6174). National Bureau of Economic Research.
56. Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2), 365-412.
57. Saysombath, P., & Kyophilavong, P. (2013). Budget deficit and Real exchange rate: Further Evidence from cointegration and causality test for in the Lao PDR. *Handbook on the Economic, Finance and Management Outlooks*, 1, 1-5.
58. Slimani, S., & Ben Allem, K. (2018). Determinants of real exchange rate misalignment: An empirical analysis for MENA region.
59. Sigmund, M., & Ferstl, R. (2019). Panel Vector Autoregression in R with the package panelvar. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
60. Tejvan Pettinger (2019). "Inflation and Exchange Rates," *Economics Help*, , <https://www.economicshelp.org/blog/1605/economics/higherinflation-and-exchange-rates/>.
61. Uxó, J., Paúl, J., & Febrero, E. (2014). Internal devaluation in the European periphery: the story of a failure. *Documentos de Trabajo DAEF*, 2.
62. Vámos, I. (2013). Exchange rate and public debt in Central Europe. In *DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting (Vol. 1, No. 1, pp. 0-0)*. Sveučilište u Dubrovniku.
63. Vaz, P. H., & Baer, W. (2014). Real exchange rate and manufacturing growth in Latin America. *Latin American Economic Review*, 23(1), 2.
64. Zhou, S. (1993). Fundamental equilibrium exchange rates and exchange rate dynamics. *Open Economies Review*, 4(2), 189-209.

**Statističke baze:**

EUROSTAT

## POPIS TABLICA

Tablica 1 Varijable, skraćenice, indikatori i izvor podataka .....	56
Tablica 2 Test stacionarnosti varijabli .....	56
Tablica 3 Korelacijska matrica parova varijabli .....	57
Tablica 4 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19) .....	62
Tablica 5 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	62
Tablica 6 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 1 za sve članice EMU (N = 19) .....	62
Tablica 7 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	62
Tablica 8 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19) .....	65
Tablica 9 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	65
Tablica 10 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 2 za sve članice EMU (N = 19) .....	65
Tablica 11 FEVD $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	65
Tablica 12 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19) .....	68
Tablica 13 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	68
Tablica 14 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 3 za sve članice EMU (N = 19) .....	68
Tablica 15 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	68
Tablica 16 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 4 za sve članice EMU (N=19) .....	71
Tablica 17 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	71
Tablica 18 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 4 za sve članice EMU (N = 19) .....	71
Tablica 19 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	71

Tablica 20. Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 1. članica EU (N = 27) .....	80
Tablica 21 FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama PVAR modela 1 članica EU (N = 27) .....	81
Tablica 22 Utjecaj „šoka“ od jedne standardne devijacije u endogenim varijablama modela na zavisnu varijablu $\Delta \log REERMIS$ PVAR modela 2 članica EU (N = 27) .....	82
Tablica 23. FEVD varijable $\Delta \log REERMIS$ na dijelove pridružene svim endogenim varijablama PVAR modela 2 članica EU (N = 27) .....	83
Tablica 24 Dijagnostička provjera svih PVAR modela za članice EMU (N = 19 i N = 16) .....	83

## POPIS GRAFIKONA

Grafikon 1 Kretanje indeksa REER članica EMU od 2000. do 2020. Godine (2010=100).....	5
Grafikon 2 Aktualni i ravnotežni realni tečaj te neusklađenost efektivnog realnog tečaja Austrije u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	9
Grafikon 3 Kretanje realnih efektivnih deviznih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. – 2020. godine, 2015=100 .....	10
Grafikon 4 Neusklađenost realnih efektivnih tečajeva članica EMU u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	11
Grafikon 5 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i realnog BDP-a Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	13
Grafikon 6 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i realnog BDP-a Latvije u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	14
Grafikon 7 Kretanje stanja tekućeg računa platne bilance Njemačke, Estonije, Grčke i Portugala u razdoblju od 2000. do 2020. godine, izraženo kao postotak (%) BDP-a .....	16
Grafikon 8 Kretanje nominalnih jediničnih troškova rada Njemačke, Estonije, Grčke i Portugala u razdoblju od 2000. do 2020. godine, 2010=100 .....	17
Grafikon 9 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjenenog kao postotak BDP-a) Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	18
Grafikon 10 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjenenog kao postotak BDP-a) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	19
Grafikon 11 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i salda tekućeg računa platne bilance (mjenenog kao postotak BDP-a) Nizozemske u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	20
Grafikon 12 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i javnog duga (mjenenog kao postotak BDP-a) Slovačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	22
Grafikon 13 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i javnog duga (mjenenog kao postotak BDP-a) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	23
Grafikon 14 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda (mjenenog kao postotak BDP-a) Latvije u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	24
Grafikon 15 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i proračunskog salda (mjenenog kao postotak BDP-a) Nizozemske u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	25
Grafikon 16. Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i inflacije (godišnja stopa promjene) Estonije u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	26
Grafikon 17 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i inflacije (godišnja stopa promjene) Njemačke u razdoblju od 2000. do 2020. godine.....	27
Grafikon 18 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje (% promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine) Slovenije u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	29
Grafikon 19 Kretanje neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje (% promjena u odnosu na isto razdoblje prethodne godine) Francuske u razdoblju od 2000. do 2020. godine .....	30
Grafikon 20 OIRF PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19).....	61
Grafikon 21 OIRF PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16) .	61

Grafikon 22 OIRF PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19).....	64
Grafikon 23 OIRF PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16) .	64
Grafikon 24 OIRF PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19).....	67
Grafikon 25 OIRF PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16) .	67
Grafikon 26 OIRF PVAR modela 4 za sve članice EMU (N = 19).....	70
Grafikon 27 OIRF PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16) .	70
Grafikon 28 OIRF PVAR modela 1. članica EU (N = 27).....	80
Grafikon 29 OIRF PVAR modela 2 članica EU (N = 27).....	82

## POPIS SLIKA

Slika 1 Rezultati PVAR analize modela neusklađenosti realnog tečaja i industrijske proizvodnje .....	44
Slika 2 Rezultati procjene PVAR modela 1 za sve članice EMU (N = 19) .....	60
Slika 3 Rezultati procjene PVAR modela 1 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	60
Slika 4 Rezultati procjene PVAR modela 2 za sve članice EMU (N = 19) .....	63
Slika 5 Rezultati procjene PVAR modela 2 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	63
Slika 6 Rezultati procjene PVAR modela 3 za sve članice EMU (N = 19).....	66
Slika 7 Rezultati procjene PVAR modela 3 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	66
Slika 8 Rezultati procjene PVAR modela 4 za sve članice EMU (N = 19) .....	69
Slika 9 Rezultati procjene PVAR modela 4 isključujući Slovačku, Latviju i Irsku iz uzorka EMU (N = 16).....	69
Slika 10 Rezultati procjene PVAR modela 1 članica EU (N = 27) .....	79
Slika 11 Rezultati procjene PVAR modela 2 članica EU (N = 27) .....	81

## **SAŽETAK I KLJUČNE RIJEČI**

U ovom radu analizirane su determinante neusklađenosti realnih tečajeva članica Ekonomske i monetarne unije (EMU). U uvodnom dijelu objašnjen je značaj realnog deviznog tečaja u ekonomskim integracijama te su identificirane varijable koje imaju značajan utjecaj na kretanje neusklađenosti realnih tečajeva članica EMU, a pretpostavljeni teorijski mehanizmi između odabranih varijabli su opisani i analizirani. U analitičkom dijelu specificirani su i procijenjeni adekvatni vektorski autoregresijski panel modeli (PVAR) neusklađenosti realnih tečajeva te makroekonomskih i financijskih varijabli pomoću generalizirane metode momenata (GMM) te su analizirane funkcije impulsnog odaziva (IRF) i dekompozicije varijance prognostičke pogreške zavisne varijable kako bi se odredili utjecaji odabranih nezavisnih varijabli na neusklađenost realnih tečajeva članica EMU.

**Ključne riječi:** Ekonomska i monetarna unija (EMU), neusklađenost realnih tečajeva, vektorski autoregresijski panel model (PVAR), generalizirana metoda momenata (GMM), funkcija impulsnog odaziva (IRF), dekompozicija varijance

## **SUMMARY AND KEY WORDS**

In this work, the determinants of the real exchange rate misalignments of the members of the Economic and Monetary Union (EMU) are analyzed. The introductory part explains the importance of the real exchange rate in economic integration and identifies variables that have a significant impact on the movement of the real exchange rate misalignments of EMU members, and the assumed theoretical mechanisms between the selected variables are described and analyzed. In the analytical part, adequate panel vector autoregression models (PVAR) of the real exchange rate misalignments and macroeconomic and financial variables were specified and estimated using the generalized method of moments (GMM), and impulse response functions (IRF) and forecast error variance decompositions were analyzed in order to determine the effects of selected independent variables on the real exchange rate misalignments of EMU members.

**Key words:** Economic and Monetary Union (EMU), real exchange rate misalignments, panel vector autoregression models (PVAR), generalized method of moments (GMM), impulse response functions (IRF), forecast error variance decomposition.



## ŽIVOTOPIS

Antoni Šitum rođen je 25. veljače 1992. godine u Splitu. Osnovnu školu završio je u Podstrani, a srednju školu II. gimnaziju u Splitu upisao je 2006. godine. 2010. godine upisuje se Ekonomski fakultet u Splitu te na trećoj godini specijalizira u području novca i financija na temi „Značaj intermedijarnih deviznih režima na početku 21. stoljeća“. 2015. godine diplomirao je na temi „Značaj Tečajnog mehanizma 2 (ERM2) za Hrvatsku“ i stječe zvanje magistra ekonomije. Nakon završenog fakultetskog obrazovanja do travnja 2018. godine radi kao stručni suradnik na Fakultetu građevinarstva, arhitekture i geodezije u Splitu, a od svibnja 2018. godine do studenog 2019. godine radi kao analitičar podataka u poduzeću E.C.H.R. d.o.o. Na poslijediplomski specijalistički studij „Statističke metode za ekonomske analize i prognoziranje“ Ekonomskog fakulteta u Zagrebu upisuje se u siječnju 2018. godine.