

Ocjena bihevioralnoga i permanentnoga ravnotežnoga realnoga tečaja između Hrvatske i europodručja

Sušić, Gordi

Doctoral thesis / Disertacija

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:148:966476>

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

Download date / Datum preuzimanja: **2024-07-15**



Repository / Repozitorij:

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





Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet

Gordi Sušić

**OCJENA BIHEVIORALNOGA I
PERMANENTNOGA RAVNOTEŽNOGA
REALNOGA TEČAJA IZMEĐU
HRVATSKE I EUROPODRUČJA**

DOKTORSKI RAD

Mentor:
prof. dr. sc. Boris Cota

Zagreb, 2021.



University of Zagreb

Faculty of Economics and Business

Gordi Sušić

**ESTIMATION OF BEHAVIOURAL AND
PERMANENT EQUILIBRIUM REAL
EXCHANGE RATE BETWEEN CROATIA
AND EURO AREA**

DOCTORAL DISSERTATION

Supervisor:
prof. dr. sc. Boris Cota

Zagreb, 2021

IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je doktorski 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.

Zagreb, 7. veljače 2021.

INFORMACIJE O MENTORU

Prof. dr. sc. Boris Cota redoviti je profesor na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu, gdje izvodi nastavu iz kolegija Makroekonomija, Ekonomska politika i Makroekonomija financijskih tržišta na integriranom preddiplomskom i diplomskom studiju. Na doktorskom studiju Ekonomskog fakulteta u Zagrebu nositelj je i izvođač nastave iz kolegija Modeli ekonomske politike, a u istoj akademskoj ustanovi voditelj je i specijalističkog poslijediplomskog studija Međunarodna ekonomija i financije. Vanjski je suradnik na Prirodoslovno-matematičkom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu gdje održava nastavu iz kolegija Makroekonomika 1 i Makroekonomika 2. Profesor Cota član je Ekonomskog savjeta predsjednika Republike Hrvatske. Tijekom svoje dosadašnje profesionalne karijere bio je član Upravnog vijeća Ekonomskog instituta Zagreb, član Savjeta Hrvatske narodne banke te obnašao dužnosti Posebnog savjetnika te Predsjednika Savjeta predsjednika Republike Hrvatske za gospodarstvo. Objavio je brojne znanstvene radove i članke u domaćim i inozemnim stručnim časopisima, monografijama i zbornicima radova, pri čemu područja njegovog istraživačkog interesa obuhvaćaju, između ostaloga, problematiku međunarodne trgovine, izvozne konkurentnosti, tečajeva, vanjskih neravnoteža te učinaka makroekonomskih šokova na realna kretanja.

SAŽETAK

Predmet istraživanja disertacije ocjena je bihevioralnog (BEER) i permanentnog (PEER) ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja, pri čemu naglasak na spomenuta dva ne-normativna koncepta odražava činjenice da je europodručje dominantan vanjskotrgovinski partner Hrvatske te da je tečaj između kune i eura od ključne važnosti u nominalnoj domeni. Empirijska ocjena koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja, a time i potvrda prve istraživačke hipoteze, oslanja se na testiranje postojanja dugoročne (kointegracijske) veze između realnog bilateralnog tečaja te nekoliko teorijski relevantnih faktora i fundamenata. Kako trenutne vrijednosti determinanti često u kratkome roku odstupaju od njihovih ravnotežnih srednjoročnih razina, Hodrick-Prescott dekompozicijom ocijenjene su njihove srednjoročno ravnotežne reprezentante i, u konačnici, izveden permanentni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja, čime je potvrđena druga hipoteza. U radu su potom izvedena tekuća (ukupna) odstupanja kao razlika između povijesnog realnog bilateralnog tečaja i BEER (PEER) ravnotežnog koncepta. Analiza tekućih i ukupnih odstupanja pokazuje da je u razdoblju od 1. tr. 2000. do 4. tr. 2019. povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio gotovo jednakim dijelom podcijenjen i precijenjen. Maksimalne i minimalne globalne vrijednosti, izražene u postotku, upućuju na nešto širi raspon kolebanja tekućih (-4,50%, +2,26%) naspram ukupnih odstupanja (-1,77%, +2,00%), čime je prihvaćena treća hipoteza rada. Svojestvo povratka povijesnog bilateralnog realnog tečaja BEER konceptu potvrđeno je empirijski ocijenjenim negativnim koeficijentom prilagodbe, koji pokazuje da je za njegov povratak tekućoj ravnoteži potrebno 10 tromjesečja, dok za njegov povratak srednjoročnoj, PEER ravnoteži u prosjeku treba nešto manje od tri kalendarske godine. Kako uz svojestvo konvergiranja izvedene vrijednosti tekućih i ukupnih odstupanja ne prelaze granicu od $\pm 5\%$, u doktorskom radu je u konačnici potvrđena i posljednja, ključna hipoteza koja ističe da je kretanje povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bilo općenito konzistentno s dinamikom ocijenjenih BEER i PEER ravnotežnih konceptata. Navedeno upućuje da zaostajanje hrvatskog robnog izvoza u odnosu na bolje istovrsne pokazatelje novih članica Europske unije dominantno objašnjavaju strukturne manjkavosti domaćeg gospodarstva i nepovoljna necjenovna konkurentnost.

Ključne riječi: ravnotežni tečaj, realni tečaj između Hrvatske i europodručja, bihevioralni ravnotežni tečaj, BEER, permanentni ravnotežni tečaj, PEER, tekuća odstupanja, ukupna odstupanja

EXTENDED SUMMARY

The field of research of the doctoral thesis is related to the concepts of equilibrium exchange rate, while the subject of research pertains to the assessment of behavioural (BEER) and permanent (PEER) equilibrium real exchange rate between Croatia and the euro area. The emphasis on the equilibrium real bilateral exchange rate reflects the facts that 19 euro area members are Croatia's dominant foreign trade partner and that kuna/euro exchange rate is of fundamental importance in nominal domain. The choice of two mentioned non-normative concepts also mirrors the fact that the current and medium term equilibrium exchange rate are of key importance to economic policy makers.

Empirical evaluation of BEER, and acceptance of the first hypothesis in dissertation, relies on testing for the existence of a long-term (co-integration) relationship between the real bilateral exchange rate and theoretically relevant economic factors and fundamentals (relative terms of trade, relative ratio of tradables and non-tradables prices, net foreign assets, real interest rate differential and other risk premium indicators related to Croatia's fiscal position).

As current values of the determinants in the BEER approach often deviate from their equilibrium medium-term levels, Hodrik-Prescott's decomposition was applied to derive their medium run equilibrium values and, ultimately, the representation of permanent equilibrium exchange rate between Croatia and the euro area, as stipulated by the second hypothesis.

After empirical estimation of equilibrium concepts, the current and total misalignments (disparities) were derived. The current (total) misalignments represent the difference between bilateral real exchange rate and the assessed BEER (PEER) concept. The analysis of quarterly disparities shows that in a sample of 80 observations (from Q1 2000 to Q4 2019), the historical bilateral real exchange rate between Croatia and the euro area was almost equally underestimated and overestimated compared to assessed BEER and PEER equilibria. Maximum and minimum global values, expressed as a percentage, indicate a slightly wider range of fluctuations in the case of current misalignments (-4.50%, +2.26%) versus total misalignments (-1.77%, +2.00%), that is in line with third hypothesis and reflects the fact that current misalignments include a cyclic component and temporary and transient noises.

The convergence property is confirmed by econometrically estimated negative adjustment coefficient of the real bilateral exchange rate from the error correction term, whose absolute value indicates that it takes on average 10 quarters for it to return to BEER equilibrium. The analysis in the thesis also confirms that the historical real exchange rate between Croatia and the euro area has the propensity to converge to the medium-term equilibrium concept, and that it takes on average somewhat less than three calendar years for its return to PEER.

As equilibrium converging values of current and total misalignments never exceed the range of $\pm 5\%$, and following the qualitative assessment of disparities developed by the International Monetary Fund, the doctoral thesis ultimately corroborated the final, fundamental hypothesis by showing that historical real exchange rate between Croatia and the euro area has been generally consistent with equilibrium dynamics of BEER and PEER, and never structurally or fundamentally misaligned. This indicates that the lag of Croatian merchandise exports in relation to better similar indicators of the new EU Member States should be predominantly attributed to structural shortcomings of the domestic economy and unfavourable non-price competitiveness.

When it comes to applicative contributions of the dissertation, numerous difficulties and limitations in assessment of equilibrium exchange rate concepts and the fact that various approaches often result in different results that change over time suggest that economic policy makers should avoid trying to target an equilibrium or desired level of real exchange rate, but should be aware and include their estimates in the pool of information necessary for responsible and efficient policy making. Any empirical finding in this field should not be interpreted mechanically but cautiously, and at the same time taking into account the key characteristics of the domestic economy and secular trends, the results of different methodological approaches and other relevant macroeconomic indicators.

Key words: equilibrium exchange rate, real exchange rate between Croatia and euro area, behavioural equilibrium exchange rate, BEER, permanent equilibrium exchange rate, PEER, current misalignment, total misalignment

SADRŽAJ

SAŽETAK

EXTENDED SUMMARY

1. UVOD	1
1.1. Područje i predmet istraživanja	1
1.2. Ciljevi istraživanja	6
1.3. Hipoteze istraživanja	8
1.4. Metode istraživanja	9
1.5. Očekivani znanstveni doprinos	11
1.6. Struktura rada	12
2. KONCEPT RAVNOTEŽNOG TEČAJA I PRISTUPI ZA NJEGOVU OCJENU	15
2.1. Koncept ravnotežnog tečaja	15
2.2. Koji se tečajevi najčešće koriste u ocjenama ravnotežnog koncepta	17
2.3. Različiti pristupi za ocjenu koncepta ravnotežnog tečaja	19
2.3.1. Paritet kupovne moći kao dugoročna odrednica tečaja (PPP)	20
2.3.2. Monetarni pristup tečaju	23
2.3.3. Pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja (FEER)	24
2.3.4. Pristup priželjkivanog ravnotežnog tečaja (DEER)	28
2.3.5. Pristup bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER)	29
2.3.6. Pristup permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER)	32
2.3.7. Pristup prirodnog realnog tečaja (NATREX)	33
2.4. Hibridni i višestruki pristupi za ocjenu koncepata ravnotežnih tečajeva Međunarodnog monetarnog fonda	35
2.4.1. CGER metodologije MMF-a	36
2.4.1.1. CGER pristup za ocjenu makroekonomskih ravnoteža	37
2.4.1.2. CGER pristup reduciranog oblika ravnotežnog realnog tečaja	38
2.4.1.3. CGER pristup vanjske održivosti	39
2.4.2. EBA metodologije MMF-a	39

2.4.2.1.	EBA model tekućeg računa	40
2.4.2.2.	EBA modeli realnog tečaja	43
2.4.2.3.	EBA pristup vanjske održivosti	44
2.4.3.	EBA-lite metodologija MMF-a	45
2.4.4.	Revidirana EBA-lite metodologija MMF-a	47
3.	REZULTATI DOSADAŠNJIH EMPIRIJSKIH OCJENA Odstupanja od RAVNOTEŽNIH KONCEPATA TEČAJA ZA HRVATSKU	48
3.1.	Odstupanja tečaja za Hrvatsku od ravnotežnog koncepta temeljenog na paritetu kupovne moći	48
3.2.	Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ocijenjenog fundamentalnog ravnotežnog tečaja	55
3.3.	Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ocijenjenog bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja	61
3.4.	Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ravnotežnih koncepata temeljenih na metodologijama Međunarodnog monetarnog fonda	66
4.	EKONOMETRIJSKI PRISTUPI ZA OCJENU KONCEPTA BIHEVIORALNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA	72
4.1.	Ocjena reda integriranosti odnosno stacionarnosti vremenskih nizova	72
4.2.	Struktura i značenje pojedinih sastavnica vektorskog modela korekcije pogreške	74
4.3.	Kointegracijske relacije i dugoročna ravnoteža	76
4.3.1.	Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti	76
4.3.2.	Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti	77
4.4.	Određivanje optimalne duljine pomaka i determinističke komponente vektorskog modela korekcije pogreške	77
4.5.	Statistička značajnost dugoročnih koeficijenata	79
4.6.	Primjerena specificiranost grešaka kointegracijske relacije	79
4.6.1.	Normalna distribuiranost grešaka relacije	79
4.6.2.	Nepostojanje serijalne korelacije (autokorelacije) među greškama relacije	80
4.6.3.	Homoskedastičnost grešaka relacije	81
4.7.	Stabilnost ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške	83

4.8. Ocjena koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja	83
5. EKONOMETRIJSKI PRISTUPI ZA OCJENU KONCEPTA PERMANENTNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA	84
5.1. Bihevioralni ravnotežni tečaj kao polazišna osnova za ocjenu permanentnog ravnotežnog tečaja	84
5.2. Uklanjanje iregularne komponente iz pojedinačnih vremenskih nizova	84
5.2.1. Hodrick-Prescott dekompozicija za uklanjanje iregularne komponente iz pojedinačnih vremenskih nizova	84
5.2.2. Gonzalo-Granger dekompozicija za identificiranje trajne i prolazne komponente u pojedinačnim vremenskim nizovima	85
5.3. Hodrick-Prescott dekompozicija za uklanjanje iregularne komponente iz ocijenjenog agregata (bihevioralnog ravnotežnog tečaja)	86
5.4. Ocjena koncepta permanentnog ravnotežnog tečaja	87
6. EKONOMETRIJSKA OCJENA BIHEVIORALNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA IZMEĐU HRVATSKE I EUROPODRUČJA	88
6.1. Definicija varijabli za ocjenu BEER-a između Hrvatske i europodručja i njihovi izvori	88
6.2. Transformacije vremenskih nizova	96
6.2.1. Testiranje za prisutnost sezonskog učinka i desezoniranje vremenskih nizova	96
6.2.1.1. Identifikacija sezonskog učinka	97
6.2.1.2. Kombinirani testovi za potvrdu postojanja sezonskog učinka	97
6.2.1.3. Rezultati kombiniranih testova za potvrdu postojanja sezonskog učinka	99
6.2.1.4. Metode za uklanjanje sezonske komponente	102
6.2.1.5. Desezoniranje vremenskih nizova	104
6.2.2. Logaritmiranje vremenskih nizova	107
6.2.3. Interpolacija tromjesečnih iz izvorno dostupnih godišnjih podataka	108
6.2.4. Kratice korištenih vremenskih nizova (varijabli) nakon primijenjenih transformacija	110

6.3. Ocjena reda integriranosti vremenskih nizova uz optimalnu duljinu pomaka i relevantne determinističke komponente	111
6.4. Testiranje kointegracijskih relacija Johansenovom procedurom (vektor Z_1)	119
6.4.1. Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti	121
6.4.2. Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti	122
6.5. Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti i koeficijenti prilagodbe (vektor Z_1)	123
6.6. Potpuni zapis vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_1)	124
6.7. Statistička značajnost i ispravnost predznaka ocijenjenih dugoročnih koeficijenata kointegracijske relacije (vektor Z_1)	126
6.8. Predznak i značenje ocijenjenog koeficijenta prilagodbe za realni tečaj između Hrvatske i europodručja (vektor Z_1)	129
6.9. Testiranje primjerenosti grešaka relacije ocijenjenog VECM-a (vektor Z_1)	130
6.9.1. Test normalne distribuiranosti grešaka relacije	130
6.9.2. Test serijalne korelacije (autokorelacije) grešaka relacije	132
6.9.3. Test heteroskedastičnosti grešaka relacije	133
6.10. Testiranje stabilnosti ocijenjenog VECM-a (vektor Z_1)	134
6.11. Karakteristike ocijenjenih vektorskih modela korekcije pogreške (vektori Z_2, Z_3 i Z_4)	135
6.12. Ocjena bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) između Hrvatske i europodručja	141
7. EKONOMETRIJSKA OCJENA PERMANENTNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA IZMEĐU HRVATSKE I EUROPODRUČJA	144
7.1. Uklanjanje iregularne komponente iz VEC modelom obuhvaćenih vremenskih nizova	144
7.2. Analiza i grafički prikazi izvornih vremenskih nizova te pripadajućih Hodrick-Prescott rastava na trend i cikličku komponentu	145
7.3. Ocjena permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER) između Hrvatske i europodručja	148

8. Odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenih ravnotežnih koncepata	151
8.1. Usporedba povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja s ocijenjenim bihevioralnim i permanentnim ravnotežnim konceptom	151
8.2. Izvođenje tekućih odstupanja kao razlike povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i bihevioralnog ravnotežnog tečaja	152
8.2.1. Predznaci odstupanja (intervali podcijenjenosti i precijenjenosti) povijesnog realnog tečaja u odnosu na bihevioralni ravnotežni tečaj	153
8.2.2. Veličine (magnituda) tekućih odstupanja	155
8.3. Izvođenje ukupnih odstupanja kao razlike povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i permanentnog ravnotežnog tečaja	156
8.3.1. Predznaci odstupanja (intervali podcijenjenosti i precijenjenosti) povijesnog realnog tečaja u odnosu na permanentni ravnotežni tečaj	157
8.3.2. Veličine (magnituda) ukupnih odstupanja	158
8.4. Usporedba tekućih i ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ravnotežnih koncepata	159
8.4.1. Usporedba raspona kolebanja te prosječnih veličina tekućih i ukupnih odstupanja	160
8.4.2. Sklonost konvergiranja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja ravnotežnim BEER i PEER konceptima	162
8.4.3. Kvalitativne odrednice veličina tekućih i ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenih ravnotežnih koncepata	165
8.5. Usporedba rezultata ocijenjenih u doktorskome radu s empirijskim nalazima ranijih relevantnih istraživačkih radova za Hrvatsku	168
8.6. Značaj, dodana vrijednost i ograničenja u tumačenju rezultata rada za nositelje ekonomske politike u Hrvatskoj, akademsku i stručnu javnost	173
9. ZAKLJUČAK	192

POPIS LITERATURE

POPIS SLIKA I TABLICA

ŽIVOTOPIS

POPIS OBJAVLJENIH AUTOROVIH RADOVA

1. UVOD

1.1. Područje i predmet istraživanja

Područje istraživanja doktorskog rada vezano je uz problematiku ravnotežnih tečajeva, dok je predmet istraživanja disertacije ocjena bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja, odnosno analiza koja treba pridonijeti odgovoru na istraživačko pitanje je li i u kojoj mjeri povijesni realni bilateralni tečaj bio blizak ili je odstupao od ocijenjenih ravnotežnih koncepata u kratkome i srednjem roku.

Realni tečaj jedna je od ključnih makroekonomskih varijabli. Njegova konstrukcija uvažava promjene relativnih cijena domaće i inozemne košarice roba i usluga (dobara) te promjene nominalnog tečaja. Kao takav utječe na ukupnu (domaću i inozemnu) potražnju i cijene (Agguire i Calderon, 2005). Realni tečaj koji je podcijenjen može potaknuti porast potražnje kroz jačanje izvoza (domaća košarica relativno je jeftinija kada se njena cijena izrazi u terminima košarice vanjskotrgovinskog/ih partnera) i smanjenje uvoza, ali s vremenom proizvodi i pojačava inflacijske pritiske ako se domaći proizvod približava ili nadmašuje svoju potencijalnu razinu, a gospodarstvo pregrijava (Genorio i Kozemernik, 2004).¹ S druge strane, precijenjeni realni tečaj može potisnuti inozemnu potražnju (kroz smanjeni izvoz) i domaću potražnju (u pogledu povećanog uvoza supstituta) za domaćim proizvedenim/pruženim dobrima, pogoršati platnobilančnu poziciju i oslabiti rast bruto domaćeg proizvoda zemlje (Haddad i Pancaro, 2010), što pak može generirati pritiske na smanjenje stope promjene opće razine cijena i/ili potaknuti špekulativne napade na domaću valutu, a u ekstremnim slučajevima pridonijeti izbijanju valutnih kriza (Easterly, 2005).

Ova sprega u pogledu kretanja bruto domaćeg proizvoda i inflacije, na koju utječe realni tečaj, ali i veliki troškovi koje neravnoteže realnoga tečaja mogu izazvati, važni su poglavito iz perspektive realne konvergencije odnosno porasta razine ekonomskog standarda stanovnika tranzicijskih i/ili zemalja u razvoju. Povijesni realni tečaj koji značajno ne odstupi od

¹ Pritom treba imati na umu da osim cjenovne i troškovne konkurentnosti, intenzitet učinka podcijenjenog realnog tečaja na izvoz velikim dijelom ovisi i o necjenovnoj konkurentnosti, posebno na razvijenijim tržištima, i očituje se tek s protekom vremena.

ravnotežnog koncepta dodatno dobiva na značenju u zemljama članicama Europske unije izvan europodručja u trenutku kada započnu i tijekom procesa koji će u konačnici rezultirati zamjenom nacionalne valute eurom, što je slučaj s Hrvatskom.

U pristupnim pregovorima s Europskom unijom Hrvatska se obvezala da će u budućnosti pristupiti europodručju² i time zaključiti dodatno poglavlje u procesu ekonomsko-monetarne integracije. Kako usprkos obvezi pristupanja europodručju ne postoji ograničenje do kada to članica mora učiniti, Hrvatska mora biti sigurna da je njena odluka vezana uz vrijeme pokretanja procesa i uvjete uvođenja eura u nacionalnom interesu zemlje, odnosno da će ekonomske koristi od budućeg uvođenja eura biti veće od pozitivnih učinaka prilagodbi domaćeg gospodarstva kroz poluge monetarne politike (čije je djelovanje i učinkovitost u Hrvatskoj zamjetno ograničeno duboko ukorijenjenom i naglašenom dvostranom euroizacijom te visokom razinom inozemnog duga dominantno denominiranog u eurima) te prateće ekonomske troškove. Uz podršku domaće javnosti, nositelji ekonomske politike u Hrvatskoj na putu do uvođenja eura moraju pridobiti i održati povjerenje i potporu zemalja članica europodručja, Europske središnje banke, Europske komisije i Danske. Osim ekonomskog interesa i političke potpore, na putu do eura Hrvatska je dužna ispuniti i formalne kriterije, što, između ostaloga, pretpostavlja i sudjelovanje u europskom Tečajnom mehanizmu 2 (u nastavku Mehanizam ili TM2).

Kako domaći nositelji ekonomske politike (Vlada RH i Hrvatska narodna banka) drže da dugoročne koristi od uvođenja eura u Hrvatskoj nadmašuju jednokratne ili kratkoročne troškove pristupanja europodručju³, Hrvatska je 4. srpnja 2019. godine poslala članicama europodručja, Danskoj i relevantnim institucijama Europske unije Pismo namjere u kojem je iskazala želju za pristupanjem Mehanizmu. Eurogrupa je Pismo namjere prihvatila uz očitovanje da će njena

² Uz Hrvatsku, obvezu uvođenja eura u budućnosti imaju sve članice Unije izvan europodručja osim Kraljevine Danske, koja je u pregovorima o članstvu ishodila trajno izuzeće (Danska može uvesti euro ako to želi). Pritom treba istaknuti da Danska, usprkos izuzeću, sudjeluje u Mehanizmu od 1. siječnja 1999. godine, pri čemu je prilikom njena pristupanja u TM2 utvrđen središnji nominalni paritet od 7,46038 danskih kruna za jedan euro uz raspon kolebanja od $\pm 2,25\%$ oko pariteta.

³ Više o potencijalnim koristima i troškovima uvođenja eura u Hrvatsku vidjeti u dokumentu Strategija za uvođenje eura kao službene valute u Republici Hrvatskoj (Vlada RH i HNB, 2018).

potpora ulasku Hrvatske u Mehanizam ovisiti o ispunjavanju svih reformi⁴ na koje se zemlja obvezala u Akcijskom planu vezanom uz Pismo namjere.

Nakon što je Hrvatska uspješno provela reforme na koje se obvezala, 10. srpnja 2020. godine, na zahtjev hrvatskih tijela vlasti, ministri financija članica europodručja, predsjednica Europske središnje banke i guverneri središnjih banaka Danske i Hrvatske, slijedom postupka u kojemu je sudjelovala Europska komisija i nakon savjetovanja s Gospodarskim i financijskim odborom, donijeli su odluku da se hrvatska kuna uključi u Mehanizam, pri čemu je središnji nominalni paritet određen pri tada važećem tržišnom nominalnom bilateralnom tečaju (1 euro = 7,53450 kuna) uz dozvoljena standardna kolebanja od $\pm 15\%$ oko središnjeg pariteta⁵ (HNB, 2020).

Središnji nominalni paritet koji je utvrđen prilikom ulaska Hrvatske u Mehanizam nužno ne mora predstavljati i konverzijski tečaj po kojem će se, kada Hrvatska ispuni relevantne kriterije konvergencije, kuna konačno zamijeniti u eure. Ukoliko kuna tijekom sudjelovanja u TM2 bude izložena sustavnim i značajnim aprecijacijskim ili deprecijacijskim pritiscima, središnji nominalni paritet može se naknadno promijeniti (Šonje, 2020). Iz te perspektive treba i sagledavati jedan od ciljeva Mehanizma, a to je učinkovito djelovanje jedinstvenog tržišta Europske unije koje ne smije biti ugroženo neusklađenostima realnog tečaja ili prekomjernim kolebanjima nominalnog tečaja između eura i ostalih valuta EU-a koje bi remetile trgovinske tokove između članica (Ivanov, 2017). Iako uz Tečajni mehanizam 2 vežemo središnji nominalni paritet, koji bi trebao biti što bliže ravnotežnom nominalnom tečaju, postizanje srednjoročne i dugoročne ravnoteže gospodarstva te približavanje životnog standarda građana Hrvatske onome razvijenijih članica Unije ovisi prije svega o realnom tečaju odnosno odstupanju povijesnog realnog tečaja od ravnotežnog koncepta realnog tečaja na koji, sukladno ekonomskoj teoriji, utječu uvjeti razmjene, razlike u proizvodnosti rada, saldo na tekućem računu, neto inozemna imovina, razlike u realnim stopama povrata i druge premije rizika, a

⁴ Riječ je o daljnjem jačanju nadzora bankovnog sustava, okvira za provođenje makroprudencijalne politike i sprječavanja pranja novca, unaprjeđenju sustava prikupljanja, obrade i objave statističkih podataka, boljeg upravljanja u javnome sektoru te smanjenja administrativnoga i financijskog opterećenja za gospodarstvo (HNB, 2020).

⁵ Istodobno, Europska središnja banka donijela je odluku o uspostavljanju bliske suradnje s Hrvatskom narodnom bankom, čime je HNB postao dijelom Jedinstvenog nadzornog mehanizma, pri čemu ESB od 1. listopada 2020. preuzima neposrednu superviziju (nadzor) značajnih kreditnih institucija u Hrvatskoj. Od početka listopada 2020. Hrvatska sudjeluje i u Jedinstvenom sanacijskom mehanizmu (HNB, 2020).

poglavito one vezane uz fiskalnu poziciju (Horvath i Komarek, 2007; Ivanov, 2017). Upravo zbog toga Europska središnja banka, jedan od ključnih dionika u procesu uvođenja eura, ističe da prilikom pristupanja Mehanizmu "(...) središnji paritet mora odražavati najbolju moguću ocjenu ravnotežnog tečaja, koja se temelji na širokom spektru ekonomskih pokazatelja uzimajući pritom u obzir trenutnu (tržišnu) vrijednost tečaja kune prema euru" (ECB, 2003).

Središnji nominalni paritet između kune i eura u trenutku pristupanja Hrvatske Tečajnom mehanizmu 2 utvrđen je na temelju tada prevladavajuće tržišne vrijednosti tečaja, što je najbliže pojmu ravnotežnog nominalnog tečaja. Pritom je spomenuti paritet nešto viši od ostvarene prosječne vrijednosti tečaja EUR/HRK u razdoblju od uvođenja eura do pristupanja Hrvatske Mehanizmu te u okviru vrlo uskog povijesnog raspona kolebanja kune prema euru u spomenutom razdoblju⁶. Osnovni predmet istraživanja ove disertacije stoga predstavlja znanstveno utemeljena i argumentirana ocjena koncepta ravnotežnog realnog tečaja za Hrvatsku. Na temelju ovako definiranog predmeta istraživanja nastojat će se pridonijeti odgovoru na ključno istraživačko pitanje disertacije, odnosno utvrditi u kojoj je mjeri povijesni realni tečaj u slučaju Hrvatske bio blizak ravnotežnim konceptima ili je od njih odstupao.

Odgovor na spomenuto pitanje iznimno je složen. Velikim dijelom razlog tome leži u činjenici da u stručnoj literaturi ne postoji jedinstveno prihvaćena i jednoznačna definicija ravnotežnog tečaja, niti oblik realnog tečaja na koji se ravnotežni koncept odnosi. Umjesto toga, obimna stručna građa upućuje na postojanje brojnih teorijskih i institucionalnih polazišta te pratećih ekonometrijskih pristupa kojima se koncept ravnotežnog tečaja pokušava (više ili manje uspješno) empirijski ocijeniti. Problem dodatno otežava spoznaja da ravnotežni tečaj nije konstantan već se mijenja kroz vrijeme, pri čemu se različiti pristupi koriste za njegovu ocjenu u kratkom, srednjem i dugome roku (horizontu). Povrh toga, dio se pristupa za ocjenu ravnotežnog koncepta tečaja oslanja isključivo na relevantne ekonomske faktore i fundamente, dok drugi pristupi obuhvaćaju i normativne elemente (norme, priželjkivane, referentne ili

⁶ Od uvođenja eura 1. siječnja 2002. do ulaska Hrvatske u Mehanizam, srednja vrijednost tečaja EUR/HRK iznosila je 7,4609, pri čemu je raspon kolebanja tečaja u spomenutom razdoblju bio omeđen maksimalnom vrijednošću od 7,7408 EUR/HRK i minimalnom vrijednošću od 7,1067 EUR/HRK. Nastavno na istaknuto, tečaj kune za jedan euro u nešto manje od dvije dekade kolebao je u vrlo uskom rasponu između +3,75% i -4,75% oko ostvarene srednje vrijednosti.

održive razine različitih makroekonomskih varijabli koje bi bilo dobro ostvariti primjenom novih ili prilagodbom postojećih ekonomskih politika).

Temeljem prikupljenih spoznaja i nalaza preliminarnih istraživanja autora, kao i komentara mentora, članova Odbora za poslijediplomski sveučilišni (doktorski) studij Ekonomskog fakulteta u Zagrebu na prijedlog dispozicije te članova Povjerenstva za ocjenu teme i sudionika prezentacija autora na istraživačkim radionicama, u doktorskom se radu ocjenjuje ravnotežni realni tečaj između Hrvatske i europodručja (između kune i eura). Fokus na ravnotežni tečaj između domaće nacionalne valute i supranacionalne valute ekonomsko-monetarne integracije kojoj Hrvatska želi u bliskoj budućnosti pristupiti, odraz je činjenice da je 19 zemalja Europske unije koje europodručje danas obuhvaća dominantan vanjskotrgovinski partner Hrvatske⁷, kao i činjenice da je nominalni tečaj između kune i eura relevantan (sidreni) tečaj za vođenje monetarne politike u zemlji. Dodatan razlog ocjene ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja leži u mogućnosti usporedbe dobivenih rezultata u disertaciji s nalazima u ranijim radovima koji se usredotočuju na isti oblik realnog tečaja.

Kada je riječ o metodi za empirijsku ocjenu ravnotežnog koncepta realnog tečaja, u disertaciji se primjenjuju dva nenormativna koncepta, i to iz nekoliko razloga. Normativni pristupi temelje se na stručnim prosudbama i brojnim pretpostavkama, pri čemu su iste dijelom podložne ili mogu biti protumačene kao pristrane i subjektivne, zbog čega je empirijske nalaze ponekad teško dosljedno argumentirati. Dodatan problem u normativnim pristupima mogu kreirati norme. Norma tekućeg računa platne bilance, primjerice, velikim dijelom ovisi o prosječnim povijesnim ostvarenjima pa, iako promjenjiva kroz vrijeme, u određenom razdoblju može rezultirati krajnje neočekivanim ili nelogičnim nalazima (o magnitudama i predznacima neravnoteža) koje je teško suvislo braniti. Naposljetku, kada je riječ o vremenskom horizontu za koji se ocjenjuje ravnotežni tečaj, nositeljima ekonomske politike od ključne je važnosti tekući ravnotežni tečaj i ravnotežni tečaj u srednjem roku, na koji mogu utjecati svojim politikama.

⁷ Prema posljednjim raspoloživim podacima DZS-a o valutnoj strukturi ukupne robne razmjene Hrvatske s inozemstvom, udio eura iznosio je oko 80% na strani izvoza i oko 70% na strani uvoza, dok posljednji raspoloživi podaci iz devizne bilance platnog prometa s inozemstvom po valutama pokazuju da je u razmjeni usluga i na strani prihoda i na strani rashoda euro bio zastupljen s oko 75%.

Nastavno na spomenuto, u disertaciji će biti ocijenjeni koncepti bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) između Hrvatske i europodručja, kojim se ocjenjuje tekući ravnotežni tečaj, te permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER) između Hrvatske i europodručja, kojim se ocjenjuje ravnotežni tečaj u srednjem roku. Nakon izvođenja BEER-a i PEER-a, u disertaciji se izvode odstupanja (dispariteti, neravnoteže) između povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te ravnotežnih koncepata, analiziraju njihovi predznaci i veličina, te ocjenjuje njihova sklonost povratka (konvergiranja) k ravnotežnim konceptima.

1.2. Ciljevi istraživanja

Premda istraživanja o ravnotežnom realnom tečaju Hrvatske postoje, ona nisu brojna i, važnije, ne obuhvaćaju razdoblje od posljednjih nekoliko godina koje je ključno za nositelje ekonomske politike. Iz spomenute činjenice, posljedično definiranog područja i predmeta istraživanja te dispozicije rada proizlazi i temeljni cilj ove disertacije: empirijska ocjena dva ravnotežna koncepta realnog tečaja te ocjena koliko je istima, poglavito u recentnome razdoblju, bio blizak povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja. Glavni se cilj doktorskoga rada može raščlaniti na znanstvene i aplikativne ciljeve.

Kao znanstveni ciljevi ove disertacije mogu se istaknuti:

- (1) Proučiti i sistematizirati opsežnu stručnu literaturu koja se bavi problematikom ocjene koncepata ravnotežnih tečajeva;
- (2) Sažeto opisati različite normativne i nenormativne metodološke pristupe koji služe za ocjenu koncepata ravnotežnih tečajeva;
- (3) Detaljno predstaviti teorijske pristupe i ekonometrijske metode za ocjenu bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja, što je ključan preduvjet za razumijevanje empirijskih nalaza u disertaciji;
- (4) Ocijeniti bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) te izvesti tekuća (ili trenutna) odstupanja između povijesnog bilateralnog realnog tečaja i bihevioralnog ravnotežnog koncepta;

- (5) Ocijeniti permanentni ravnotežni tečaj (PEER) te izvesti ukupna odstupanja između povijesnog realnog tečaja i permanentnog ravnotežnog koncepta;
- (6) Detaljno analizirati tekuća i ukupna odstupanja kako bi se moglo utvrditi koja su i zašto naglašenija;
- (7) Detaljno analizirati predznak odstupanja kako bi se utvrdilo je li povijesni bilateralni realni tečaj kontinuirano podcijenjen ili precijenjen ili se, s druge strane, kroz duže vremensko razdoblje vraćao (konvergirao) ka ocijenjenim ravnotežnim konceptima;
- (8) Detaljno analizirati veličine (magnitudo) tekućih i ukupnih odstupanja kroz analizom obuhvaćeno vremensko razdoblje;
- (9) Sučeliti rezultate i izvesti zaključak u kojoj su mjeri nalazi u disertaciji na tragu dobivenih rezultata ranijih relevantnih empirijskih radova za ocjenu ravnotežnog realnog tečaja između kune i eura za dio analizom podudarnog vremenskog razdoblja. Ukoliko rezultati značajno odstupaju, utvrditi, argumentirati i opisati što je u pozadini razlika;
- (10) Kao ključan znanstveni cilj disertacije nameće se u konačnici ocjena, odnosno potvrda hipoteze da je povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja blizak ravnotežnom realnom tečaju predstavljenim BEER i PEER konceptima.

Osim ekonometrijskih ocjena, rezultata analiza i na njima utemeljenim znanstvenim spoznajama, praktična primjenjivost ove disertacije ogleda se u slijedećim aplikativnim ciljevima:

(11) Isticanje i argumentacija dodane vrijednosti empirijskih rezultata i potvrda hipoteza o ocijenjenom ravnotežnom realnom tečaju između Hrvatske i europodručja za nositelje ekonomske politike, akademsku i stručnu javnost;

(12) Isticanje i argumentacija ograničenja koja nositelji ekonomske politike, akademska i stručna javnost moraju uzeti u obzir prilikom tumačenja empirijskih rezultata i potvrda hipoteza rada, a čije izvore poglavito treba tražiti u ponekad nedostatnoj ekonomsko-teorijskoj utemeljenosti empirijskih pristupa, nedostataka u korištenim vremenskim nizovima (kratkoće,

ekstremnih i/ili atipičnih vrijednosti i njihovih strukturnih lomova) te pristranosti nekih ekonometrijskih ocjena odstupanja koje se poglavito odnose na rubne (početne i završne) dijelove analizom obuhvaćenog vremenskog razdoblja.

1.3. Hipoteze istraživanja

S obzirom na ranije spomenuto područje, predmet i ciljeve istraživanja, definirane su slijedeće hipoteze koje se u doktorskom radu ispituju (testiraju):

H1: Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata koja je kointegrirana i čija kratkoročna odstupanja konvergiraju dugoročnoj ravnoteži, a iz koje se može izvesti bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja.

H2: Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata iz kojih je uklonjena ciklička komponenta te privremeni i prolazni šumovi i koja je kointegrirana, a iz koje se može izvesti permanentni ravnotežni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja.

H3: U protekle dvije dekade tekuća odstupanja naglašenija su od ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od relevantnih ravnotežnih BEER i PEER koncepata.

H4: U protekle dvije dekade, povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja blizak je ravnotežnom realnom tečaju predstavljenim BEER i PEER konceptima.

H4.1: U protekle dvije dekade izmjenjuju se razdoblja precijenjenosti i podcijenjenosti, što upućuje na povratak (konvergiranje) povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja ravnotežnim BEER i PEER konceptima.

H4.2: U protekle dvije dekade tekuća i ukupna odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bila su bliska (općenito konzistentna) ili su tek blago odstupala od BEER i PEER ravnotežnih koncepata.

1.4. Metode istraživanja

U pregledu stručne literature, prikazu rezultata ranijih relevantnih empirijskih radova čiji je predmet istraživanja ravnotežni tečaj Hrvatske te sažetom prikazu ekonometrijskih pristupa za ocjenu bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta tečajeve koriste se metoda analize i sinteze, metoda indukcije i dedukcije, metoda apstrakcije i konkretizacije, metoda komparacije i deskripcije te metoda kompilacije i klasifikacije, a kako bi se dobila što cjelovitija spoznaja o području i empirijskom pristupu predmetu istraživanja. Osim spomenutih metoda, u testiranju hipoteza primjenjuju se pretežito kvantitativne istraživačke metode koje obuhvaćaju elementarne algebarske metode, metode deskriptivne statistike, desezoniranja, interpoliranja i filtriranja te, ključno, ekonometrijsku ocjenu vektorskog modela korekcije pogreške (VECM).

Prva hipoteza doktorskog rada ispituje se ekonometrijskom ocjenom koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja, pri čemu ista obuhvaća nekoliko koraka. U prvome se koraku ocjenjuje postojanje dugoročne veze (kointegracijske relacije) između realnoga tečaja te relevantnih faktora i fundamenata (relativnih uvjeta razmjene, relativnog odnosa cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, neto inozemne aktive, realnog kamatnog diferencijala te drugih pokazatelja premija za rizik poglavito vezanih uz fiskalnu poziciju Hrvatske) korištenjem vektorskog modela korekcije pogreške. Formalnim ekonometrijskim testovima ocjenjuje se prije toga red integriranosti vremenskih nizova, pripadajuća optimalna duljina njihova pomaka unazad i potencijalna potreba uključivanja relevantne determinističke komponente (konstante i/ili linearnog trenda). Nakon ocjene kointegracijske relacije (ili više njih), ocijenjen je pripadajući član korekcije pogreške (ECT), a potom primjerena specificiranost grešaka relacije i stabilnost modela. U narednom se koraku, uz pomoć ocijenjenih parametara (dugoročnih koeficijenata) za svaki kointegrirani faktor i fundament te relevantne determinističke komponente, izvodi jednadžba bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER).

Kako trenutne vrijednosti faktora i fundamenata u pristupu bihevioralnog ravnotežnog tečaja mogu i najčešće odstupaju u kratkome roku od njihovih ravnotežnih, održivih ili dugoročnih razina, ispitivanju druge hipoteze disertacije prethodi rješavanje problema minimizacije na kojem se temelji Hodrick-Prescott (HP) filter i to za svaki korišteni vremenski niz zasebno. Hodrick-Prescott filtriranje ili dekompozicija je statistička metoda kojom se uklanja ciklička komponenta vremenskog niza kako bi se u konačnici dobila reprezentacija niza koja je osjetljivija na dugoročne, a manje osjetljiva na kratkoročne fluktuacije. Rješavanjem problema

minimizacije te primjenom dugoročnih koeficijenata kointegracijske relacije (iz ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške koji je bio podloga za izvođenje BEER-a) na dugoročno ravnotežne ili održive vrijednosti faktora i fundamenata ocijenjen je permanentni ravnotežni tečaj (PEER), odnosno testirana hipoteza H2.

Treća hipoteza ispituje se rješavanjem dva problema. Prvi problem odnosi se na izvođenje tekućih odstupanja kao razlike povijesnog bilateralnog realnog tečaja od BEER ravnotežnog koncepta, pri čemu je važno istaknuti da tekuća odstupanja obuhvaćaju cikličku komponentu odnosno prolazne i privremene šumove. Drugi problem, relevantan za ispitivanje treće hipoteze, odnosi se na izvođenje ukupnih odstupanja kao razlike između ostvarene vrijednosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja i održive ili dugoročne razine ekonomskih fundamenata odnosno PEER-a. Oba problema rješavaju se primjenom elementarnih algebarskih metoda, pri čemu koncept predstavljen bihevioralnim ravnotežnim tečajem pruža osnove za utvrđivanje predznaka i veličina (magnituda) tekućih odstupanja, dok koncept predstavljen permanentnim ravnotežnim tečajem daje temelje za utvrđivanje predznaka i veličina ukupnih odstupanja.

Ispitivanje pomoćne hipoteze H4.1 oslanja se na spoznaju (Edwards, 1989) da se realni tečaj smatra podcijenjenim u odnosu na BEER (ili PEER) kada je njegova vrijednost veća od vrijednosti relevantnog ravnotežnog koncepta, a izvedeno tekuće (ili ukupno) odstupanje pozitivnog je predznaka (vrijedi i obrnuto). Sklonost povratka (konvergiranja) povijesnog bilateralnog realnog tečaja bihevioralnoj ravnoteži ispituje se formalno, pri čemu, da bi to svojstvo bilo zadovoljeno, ocijenjeni član korekcije pogreške (ECT) uz prvu diferenciju realnog bilateralnog tečaja uključen u VECM mora biti negativnog predznaka (pri čemu njegova veličina upućuje na prosječnu brzinu povratka ravnoteži izraženu u tromjesečjima). Ispitivanje pomoćne hipoteze H4.2 oslanja se na empirijsku (Horvath i Komarek, 2006) i institucionalnu praksu Međunarodnog monetarnog fonda (IMF, 2016) vezanu uz kvalifikacije odnosno kvalitativne gradacije dispariteta (ne postoje jedinstvena pravila) koje upućuju da se odstupanja smatraju općenito konzistentnim ili tek blago odstupaju od ravnotežnih koncepata ako njihove magnitude, izraženo apsolutno i u postotku, ne prelaze razinu od 10%. Istodobnim potvrđama pomoćnih hipoteza (H4.1 i H4.2), uz oslanjanje na indukciju te znanstvene metode analize i sinteze, provjerava se ključnu hipotezu disertacije H4.

1.5. Očekivani znanstveni doprinos

Očekivani znanstveni i aplikativni doprinosi ove disertacije višestruki su te proizlaze iz ranije spomenutih ciljeva doktorskoga rada.

Prvi znanstveni doprinos odnosi se na detaljnu sistematizaciju dosadašnje znanstvene i stručne literature koja se bavi problematikom ravnotežnih tečajeva, što je od dodane vrijednosti, odnosno olakšava čitanje i razumijevanje radova te u njima predstavljenih rezultata nositeljima ekonomske politike, domaćoj i inozemnoj akademskoj, stručnoj i zainteresiranoj široj javnoj publici.

Ključni znanstveni doprinos disertacije odnosi se na izvođenje dva ravnotežna koncepta realnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja, odnosno ocjene u kojoj je mjeri povijesni (ostvareni) realni bilateralni tečaj odstupao od kointegriranog vektora relevantnih faktora i fundamenata za koje ekonomska teorija drži da dominantno utječu i objašnjavaju njegovu dinamiku. Dodatan znanstveni doprinos rada odnosi se na izvođenje dispariteta (neravnoteža), pri čemu tekuća odstupanja pokazuju u kojoj su mjeri i u kojim razdobljima neravnoteže povijesnog bilateralnog realnog tečaja posljedica cikličke komponente, prolaznih i privremenih šumova, a ukupna odstupanja u kojoj je mjeri i kada povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja odstupao (divergirao) od dugoročnog ili održivog ravnotežnog realnog tečaja. Osim veličina i predznaka odstupanja, disertacija znanstveno utemeljeno pridonosi i odgovoru na pitanje ima li povijesni realni bilateralni tečaj sklonost povratka (konvergiranja) ka ocijenjenim ravnotežnim BEER i PEER konceptima te koliko mu dugo u prosjeku treba za približavanje ravnoteži.

Iako postoje i u disertaciji su sažeto predstavljeni nalazi empirijskih radova koji se bave ovom problematikom i u čijem je fokusu istraživanja (i) Hrvatska, činjenica je da u njima analizom obuhvaćeno razdoblje ne uključuje posljednjih nekoliko godina, zbog čega je u disertaciji posebna pozornost posvećena odstupanjima povijesnog realnog bilateralnog tečaja od ocijenjenih ravnotežnih konceptata koja su prevladavala u recentnom razdoblju i koja su od ključnog značaja za nositelje ekonomske politike.

Aplikativni doprinos ove disertacije vezan je i uz činjenicu da je Hrvatska nedavno pristupila Tečajnom mehanizmu II, pri čemu tijekom sudjelovanja u istom Hrvatska mora pokazati da

utvrđeni središnji nominalni paritet između kune i eura pridonosi pozitivnoj dinamici i nesmetanom odvijanju trgovinskih tijekova između Hrvatske i ostalih članica europodručja, daljnjem jačanju jedinstvenog tržišta roba i usluga, nastavku gospodarskog razvoja i realne konvergencije Hrvatske. Takva priželjkivana dinamika uvelike ovisi i o činjenici u kojoj je mjeri realni tečaj Hrvatske, kao pokazatelj cjenovne ili troškovne konkurentnosti, blizak ravnotežnim konceptima ili pak od njih odstupa, što je temeljni predmet istraživanja doktorskog rada.

Dodatan aplikativan doprinos disertacije odnosi se na isticanje i predstavljanje teorijskih i ekonometrijskih ograničenja kojima su izložene empirijske ocjene koncepata bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja, a bez uvida i poznavanja kojih je neprimjereno tumačiti i pozivati se na nalaze istaknute u disertaciji.

U širem smislu, aplikativni doprinos istraživanja provedenog u doktorskome radu ne odnosi se samo na domaće nositelje ekonomske politike, odnosno domaću akademsku i stručnu javnost. Nalazi ovog istraživanja i iskustvo Hrvatske na putu prema prihvaćanju zajedničke europske valute mogu poslužiti kao vrijedna osnova kreatorima i nositeljima ekonomskih politika i u drugim zemljama Europske unije koje još nisu uvele euro, odnosno zemljama koje se tek pripremaju za ulazak u Uniju.

1.6. Struktura rada

Disertacija je podijeljena u devet poglavlja.

U prvom, uvodnom, poglavlju obrazlažu se područje i predmet istraživanja te sažeto predstavljaju ciljevi i hipoteze disertacije. Nakon toga slijedi opis korištenih metoda znanstvenog istraživanja, očekivani znanstveni i aplikativni doprinosi doktorskoga rada te, naposljetku, daje sažet pregled strukture disertacije.

U drugom poglavlju obrazložen je pojam koncepta ravnotežnog tečaja, na koje se oblike tečaja on najčešće odnosi, utemeljenost koncepta na pozitivnim i, ponekad, normativnim elementima te vremenskom horizontu. Nakon toga sažeto su opisani najčešće korišteni teorijski pristupi za

ocjenu ravnotežnog koncepta tečaja, kao i hibridni i višestruki sustavi koje je u ocjeni istih primjenjivao ili primjenjuje Međunarodni monetarni fond.

Treće poglavlje nudi sažet pregled znanstvenih i stručnih radova u čijem je fokusu istraživanja ocjena nekog oblika ravnotežnog koncepta tečaja za Hrvatsku. Poglavlje započinje opisom nalaza empirijskih ocjena temeljenih na paritetu kupovne moći, nakon čega su prikazani nalazi radova koji se odnose na koncept fundamentalnog ravnotežnog tečaja, bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja te, naposljetku, nalaza temeljenih na kompleksnim metodologijama Međunarodnog monetarnog fonda.

Nakon što je istaknuta teorijska podloga koncepta ravnotežnog tečaja i predstavljeni rezultati ranijih relevantnih radova iz ovoga područja za Hrvatsku, četvrto poglavlje daje sažet prikaz ekonometrijskih pristupa za ocjenu koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja. Između ostaloga, ovo poglavlje, slijedeći radi ujednačenosti nazivlje, simbole i zapise iz udžbenika Uvod u ekonometrijsku analizu (Bahovec i Erjavec, 2009), obrazlaže pojmove reda integriranosti odnosno stacionarnosti vremenskih nizova, kointegracijske relacije i strukture vektorskog modela korekcije pogreške, primjerene specificiranosti grešaka relacije i stabilnosti modela, a koji su ključni za razumijevanje dobivenih rezultata.

U petom se poglavlju predstavljaju ekonometrijski pristupi za ocjenu permanentnog koncepta ravnotežnog tečaja. U empirijskom smislu izvođenje permanentnog ravnotežnog tečaja naslanja se i nadogradnja je ocijenjenog bihevioralnog ravnotežnog tečaja, pri čemu ocjena PEER-a dodatno uključuje izvođenje dugoročno ravnotežnih vrijednosti vremenskih nizova. U poglavlju se stoga sažeto obrazlaže da se razdvajanje cikličke i/ili privremene od trajne komponente može vršiti za svaki faktor i fundament zasebno, oslanjanjem na Hodrick-Prescott filtriranje ili Gonzalo-Granger dekompoziciju te, rjeđe, raščlanjivanjem agregata (već izračunatog BEER-a).

Šesto poglavlje odnosno ocjena bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja ključan je empirijski dio disertacije. Na samome početku ovoga poglavlja detaljno su opisani korišteni vremenski nizovi (relativni uvjeti razmjene, dva različita pokazatelja relativnog odnosa između cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, neto inozemna imovina, realni kamatni diferencijal te dva dodatna indikatora premije rizika vezana uz fiskalnu poziciju), njihovi izvori, vremenski obuhvat i frekvencija. Nakon toga konstruirana su četiri različita

vektora faktora i fundamenata koji su podvrgnuti postupku utvrđivanja postojanja dugoročne kointegracijske relacije uz pomoć Johansenove metode ili procedure, nakon čega su ocijenjeni pripadajući vektorski modeli korekcije pogreške (koji uključuju i član korekcije pogreške). Pritom se pristupa provjeri statističke značajnosti dugoročnih parametara, ispravnosti njihova predznaka te ocjeni primjerenosti grešaka kointegracijske relacije i stabilnosti VECM-a. Uz pomoć ocijenjenih parametara kointegracijske relacije i relevantne determinističke komponente izvodi se naposljetku bihevioralni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja.

U sedmom poglavlju pristupa se raščlambi stacionarne i nestacionarne komponente za svaki korišteni faktor i fundament posebno. Kako se u nizu empirijskih radova ova razdioba oslanja na Hodrick-Prescott filter, spomenuti pristup korišten je i u disertaciji. Na razlučene dugoročne vrijednosti faktora i fundamenata (vrijednosti iz kojih su uklonjene ciklička komponenta i/ili privremeni i prolazni šumovi), primijenjeni su dugoročni koeficijenti iz kointegracijske relacije i relevantna deterministička komponenta, izvedeni iz vektorskog modela korekcije pogreške kojim je ocijenjen bihevioralni ravnotežni tečaj i, naposljetku, izveden permanentni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja.

U osmom poglavlju predstavljene su putanje povijesnog bilateralnog realnog tečaja i oba ocijenjena ravnotežna koncepta. Potom se izvode tekuća odstupanja kao razlika između povijesnog realnog tečaja i bihevioralnog ravnotežnog tečaja, te ukupna odstupanja kao razlika između povijesnog realnog tečaja i permanentnog ravnotežnog tečaja. Nakon ocjene tekućih i ukupnih odstupanja, u poglavlju su prikazani rezultati analize njihove dinamike, predznaka, veličine i sklonosti povratka (konvergiranja) k ravnotežnim konceptima. Potom slijedi cjelina koja ističe u kojoj su mjeri nalazi disertacije vezani uz odstupanja na tragu rezultata ranijih relevantnih empirijskih radova (za podudarni dio analizom obuhvaćenog razdoblja). Kao zaključan dio osmog poglavlja istaknuta je dodana vrijednost ekonometrijskih rezultata, ali i ograničenja koja nositelji ekonomske politike, akademska i stručna javnost moraju uzeti u obzir prilikom njihova sagledavanja.

U devetom, zaključnom poglavlju, ističu se osnovni zaključci disertacije proizišli iz provedene teorijske i empirijske analize te sažima jesu li i u kojoj mjeri ostvareni istraživački ciljevi rada.

2. KONCEPT RAVNOTEŽNOG TEČAJA I PRISTUPI ZA NJEGOVU OCJENU

U ovom poglavlju doktorskoga rada obrazlaže se pojam i značenje koncepta ravnotežnog tečaja te ističe na koje se oblike tečaja on najčešće odnosi. Nakon toga slijedi sažet opis brojnih teorijskih pristupa koji služe kao podloga za empirijsku ocjenu ravnotežnog (koncepta) tečaja.

2.1. Koncept ravnotežnog tečaja

Iako se ekonomisti slažu o značaju i ulozi tečaja, kao i negativnim posljedicama koje neravnotežni nominalni ili realni tečaj može imati na gospodarsku dinamiku i proces realne konvergencije, na pitanje što je to ravnotežni tečaj nije moguće ponuditi jedinstven ili općeprihvaćen odgovor.

Najbliže samom pojmu ravnotežni tečaj je tržišni spot nominalni tečaj⁸ i to poglavito onih nominalnih tečajeva koji su dominantno rezultat silnica ponude i potražnje koje djeluju unutar slobodno fluktuirajućih tečajnih režima, deviznih tržišta i kapitalnih tijekova. Najbliže, jer i u tom slučaju neki autori ističu mogućnost postojanja arbitraže, različitih oblika frikcija i iracionalnosti sudionika koji mogu utjecati na optimalno čišćenje deviznih tržišta, a time i na odstupanje tržišnog nominalnog spot tečaja od ravnotežnog tečaja. Otvorenim naravno ostaje pitanje što je to ravnotežni nominalni tečaj u slučaju upravljano fluktuirajućih tečajnih režima, nominalnih tečajeva fiksnih tečajnih režima i valutnih odbora ili, važnije, što je to ravnotežni bilateralni realni ili realni efektivni tečaj koji se koriste kao pokazatelji cjenovne i/ili troškovne konkurentnosti neke zemlje.

Opsežna stručna literatura nastojala je i još uvijek nastoji pružiti odgovore na spomenuta pitanja, pri čemu je ključno da se s razlogom odmiče od pojma ravnotežni tečaj odnosno ističe

⁸ Na tome tragu nerijetko se u literaturi spominje izreka Beryla Sprinkela, voditelja Odbora ekonomskih savjetnika američkog predsjednika Ronalda Regana, koji je u drugoj polovini 1980-ih često znao isticati: "Ravnotežni tečaj je tržišni (nominalni) tečaj koji prevladava u određenom trenutku." Koliko je bio u pravu možda svjedoči i činjenica da su središnji nominalni pariteti prilikom ulaska Hrvatske i Bugarske u Tečajni mehanizam 2 bili određeni tada važećim tržišnim nominalnim spot tečajevima za kunu i lev prema euru.

da postoje brojni teorijski i metodološki pristupi kojima se nastoje ocijeniti različiti koncepti ravnotežnog tečaja. Jedan od najstarijih i poznatijih takvih pristupa svakako je koncept koji se zasniva na paritetu (ili standardu) kupovne moći, koji svoje izvorište ima u zakonu jedne cijene.

Drugi takav koncept, poznat kao fundamentalni ravnotežni tečaj, govori da je ravnotežni tečaj onaj koji omogućuje nekom gospodarstvu istovremeno postizanje unutrašnje i vanjske ravnoteže, pri čemu prva često podrazumijeva prirodnu stopu zaposlenosti, realan rast bruto domaćeg proizvoda blizak potencijalnom rastu i kontroliranu inflaciju, dok se koncept vanjske ravnoteže odnosi na održivu poziciju tekućeg računa platne bilance (u nekim slučajevima neprilagođenu ili prilagođenu normu tekućeg računa), uvažavajući pritom obilježja neto kapitalnih priljeva zemlje. Neki pristupi pak ističu da ravnotežni koncept tečaja određuje dugoročna veza (kointegracijska relacija) između teorijski relevantnih povijesnih vremenskih nizova odnosno faktora i fundamenata koji određuju dinamiku tečaja (bihevioralni ravnotežni koncept), odnosno vrijednostima relevantnih ekonomskih varijabli iz kojih je uklonjena ciklička ili prolazna komponenta (permanentni ravnotežni koncept).

Važno je također istaknuti da je koncept ravnotežnog tečaja nerijetko uvjetovan ili vezan, pa tako u nekim pristupima ravnoteža određene zemlje pretpostavlja da su i njeni ključni vanjskotrgovinski partneri istovremeno u unutrašnjoj i vanjskoj ravnoteži (to se posebno odnosi na kompleksne i hibridne pristupe koje su razvili ekonomski analitičari Međunarodnog monetarnog fonda, poput ranijih CGER ili recentnijih EBA i EBA-lite pristupa).

Fenomen ravnotežnog koncepta dodatno usložnjava činjenica da se pristupi i ocijenjene vrijednosti ravnotežnih tečajeva razlikuju s obzirom na vremenski horizont na koji se odnose, pri čemu ono što je ocijenjeno kao ravnotežno u kratkome ili srednjem roku, ne znači da odgovara ravnotežnom konceptu tečaja u dugome roku. Pristup bihevioralnog ravnotežnog realnog tečaja tako pokriva kratki i srednji rok, pristup fundamentalnog ravnotežnog realnog tečaja srednji rok, dok se pristupi permanentnog ravnotežnog tečaja i pristup pariteta kupovne moći najčešće odnose na dugi rok.⁹

⁹ Pritom dugi rok u slučaju SAD-a ili Ujedinjene Kraljevine nije jednak dugome roku kada je riječ o Republici Hrvatskoj (atributi dugi rok u empirijskim radovima koji obuhvaćaju Hrvatsku obuhvatom odgovaraju teorijskom srednjem roku).

Dio koncepata ravnotežnih tečajeva oslanja se samo na pozitivne elemente (ravnotežu izvode oslanjanjem na kratkoročne faktore i ekonomske fundamente koji određuju dinamiku srednjeg i dugog roka), dok drugi ravnotežni koncepti, uz pozitivne, uključuju i normativne elemente (poželjne ili održive razine fundamenata i/ili ekonomskih politika). Na tome tragu, bihevioralni i permanentni ravnotežni tečaj potpadaju u skupinu ne-normativnih koncepata ravnotežnog tečaja, dok, primjerice, većina EBA i EBA-lite pristupa Fonda uključuje i uzima u obzir normativne kategorije.

Nastavno na spomenuto, koncept ravnotežnog tečaja odnosi se na skup teorijskih polazišta, ne-normativnih i normativnih pretpostavki te empirijsko-metodoloških smjernica koji iz određene perspektive i/ili potreba krajnjih korisnika nastoje ocijeniti dinamiku određenog oblika tečaja koja se u određenome vremenskom roku čini ravnotežnom, poželjnom ili održivom. Neravnoteže, odstupanja ili dispariteti, koji se izvode nakon što je ocijenjen ravnotežni koncept, ne smiju se stoga promatrati ili tumačiti bez poznavanja karakteristika na kojima se zasniva određeni koncept ravnotežnog tečaja, pri čemu ocijenjene empirijske rezultate tranzicijskih zemalja treba tumačiti s dodatnim oprezom jer se u analizi oslanjaju na razmjerno kratke vremenske nizove, često izložene strukturnim lomovima te promjenama u metodologiji njihova obuhvata i/ili mjerenja.

Usprkos svim istaknutim nedostacima i ogradama, koncepti ravnotežnog tečaja neophodno su oruđe ekonomista jer pružaju temelje za ocjenu odstupanja različitih oblika tečajeva te olakšavaju odgovor na pitanje što te disparitete pokreće, odnosno u kojem bi se pravcu budući tečaj vjerojatno trebao kretati da se približi (konvergira) k ravnotežnom konceptu.

2.2. Koji se tečajevi najčešće koriste u ocjenama ravnotežnog koncepta

Siregar (2011) u svome radu "Koncepti ravnotežnog tečaja: Pregled literature" ističe da se u ocjeni ravnotežnog tečaja uglavnom primjenjuju koncepti realnog tečaja i realnog efektivnog tečaja, dok se samo u manjem broju modela, najčešće povezanih s testiranjem pariteta kupovne moći, koriste nominalni tečajevi. Stein i Allen (1995) ističu da učestalo korištenje realnih (efektivnih) tečajeva u ocjenama ravnotežnog tečaja odražava činjenicu da ekonomski subjekti svoje odluke o potrošnji i proizvodnji uglavnom temelje u realnim, a ne u nominalnim terminima. Kao drugi argument u prilog realnim tečajevima ističe se da zemlje u razvoju i

tranzicijske zemlje, kako bi ublažile učinke vanjskih šokova na svoja gospodarstva i/ili zauzdale inflatorne pritiske, nerijetko fiksiraju tečaj ili vežu svoje nominalne tečajeve za drugu, snažniju valutu ili košaricu valuta (najčešće dominantnog trgovinskog partnera), zbog čega su kretanja nominalnog tečaja u empirijskim ocjenama ograničene informativne/analitičke vrijednosti.

Slijedeći kronologiju i notaciju korištenu u pregledu literature Siregara (2011), bilateralni realan tečaj (Q) jednak je umnošku nominalnoga tečaja (E) i omjera inozemne¹⁰ (P^*) i domaće opće razine cijena (P):

$$Q = \frac{E \times P^*}{P} \quad (1)$$

dok se realni efektivni tečaj (Q^{REER}) može prikazati kao:

$$Q^{REER} = \sum_i \beta_i \frac{E \times P_i^*}{P} \quad (2)$$

$$\beta_i = \frac{EX_i + IM_i}{EX + IM} \quad (3)$$

gdje je (P_i^*) opća razina cijena inozemne zemlje/integracije (i), a (β_i) trgovinski ponder pridružen realnom tečaju domaće valute prema inozemnoj valuti zemlje/integracije (i). Trgovinski ponder računa se kao udio izvoza i uvoza domaće zemlje sa zemljom/integracijom (i) u ukupnom izvozu i uvozu domaće zemlje, pri čemu (EX) označava ukupan izvoz, a (IM) ukupan uvoz domaće zemlje, (EX_i) izvoz domaće zemlje u zemlju/integraciju (i), a (IM_i) uvoz domaće zemlje iz zemlje/integracije (i).

Kako bi se razumjelo što realni efektivni tečaj uistinu mjeri, potrebno je razdijeliti opću razinu cijena na razinu cijena za dobra (robe i usluge) kojima se trguje u međunarodnoj razmjeni (T) i razinu cijena za dobra kojima se ne trguje u međunarodnoj razmjeni (NT). Siregar ističe kako je ova distinkcija važna kako bi se razumio povijesni razvoj modela kojima se nastojalo objasniti kretanje tečajeva od ranih pristupa, koji se oslanjaju na paritet kupovne moći, do recentnijih i složenijih modela tečajeva.

U logaritamskome obliku (na koje upućuje malo slovo), domaća i inozemna opća razina cijena mogu se prikazati kao:

$$p = \beta \times p^{NT} + (1 - \beta) \times p^T \quad (4)$$

$$p^* = \beta^* \times p^{NT^*} + (1 - \beta^*) \times p^{T^*} \quad (5)$$

¹⁰ U nastavku * općenito upućuje da je riječ o varijabli koja se odnosi na inozemnu zemlju/integraciju.

pri čemu je (β) udio sektora koji proizvodi/pruža nerazmjenjiva dobra, a ($1-\beta$) udio sektora koji proizvodi/pruža razmjenjiva dobra u domaćem gospodarstvu (Siregar, 2011). Supstituirajući jednadžbe (4) i (5) u jednadžbu (1), realni tečaj može se zapisati (Siregar, 2011) u logaritamskome obliku kao:

$$q = (e + p^{T*} - p^T) - (1 - \beta)(p^{NT} - p^T) - (1 - \beta^*)(p^{NT*} - p^{T*}) \quad (6)$$

Iz jednadžbe (6) razvidno je da na kolebanja realnog tečaja utječe realni tečaj razmjenjivih dobara te omjer domaćih i inozemnih relativnih cijena nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara.

Za izvođenje realnih iz nominalnih efektivnih tečajeva, kao deflatori najčešće se koriste indeks potrošačkih cijena, indeks cijena pri proizvođačima ili jedinični troškovi rada. Iako se i realni efektivni tečajevi izvedeni uz pomoć potrošačkih i realni efektivni tečajevi deflacionirani proizvođačkim cijenama smatraju pokazateljima cjenovne konkurentnosti, važno je istaknuti da isti u konačnici rezultiraju drugačijim ravnotežnim konceptima. Korištenje indeksa potrošačkih cijena kao deflatora podrazumijeva da na kretanje realnog efektivnog tečaja utječu promjene i/ili šokovi i razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (kao što je to slučaj u jednadžbi 4), jer su i jedna i druga dobra uključena u košaricu prosječnog urbanog potrošača, dok kod deflacioniranja indeksom cijena pri proizvođačima dinamiku realnog efektivnog tečaja određuju samo promjene i/ili šokovi u sektoru razmjenjivih dobara. Ukoliko je fokus empirijskog istraživanja na troškovnoj konkurentnosti, onda se kao deflator nominalnih efektivnih tečajeva najčešće koriste jedinični troškovi rada. Za potpuno razumijevanje ravnotežnog realnog efektivnog tečaja (i odstupanja od njega) treba biti svjestan i da postoje razlike u trgovinskim ponderima između domaće zemlje i inozemstva, kao i da razlike u obujmu administrativno reguliranih cijena u ukupnom indeksu cijena utječu na veličinu odstupanja od ravnotežnog koncepta i brzinu povratka ravnoteži (Siregar, 2011).

2.3. Različiti pristupi za ocjenu koncepta ravnotežnog tečaja

U nastavku ovoga poglavlja slijedi opis najčešće korištenih pristupa za ocjenu koncepta ravnotežnog tečaja te njihova utemeljenost u ekonomskoj teoriji. Različiti pristupi nerijetko rezultiraju različitim ekonometrijski izvedenim ocjenama i, posljedično, različitim magnitudama i/ili smjerovima odstupanja pojedinog oblika tečaja od ravnotežnog koncepta unutar određenog vremenskog horizonta.

2.3.1. Paritet kupovne moći kao dugoročna odrednica tečaja (PPP)

Paritet kupovne moći (engl. *purchasing power parity*, PPP) jedna je od najstarijih, najproučavanijih i najutjecajnijih teorija iz područja međunarodne ekonomije kojom se nastoji objasniti kretanje tečaja u dugome roku.

Paritet kupovne moći izvodi se iz zakona jedne cijene koji kaže da kada nema barijera u trgovinskoj razmjeni i protoku kapitala, kada nema transportnih troškova, te kada i domaće i inozemno tržišno gospodarstvo proizvode pri punoj zaposlenosti, onda se homogeno dobro (i) prodaje po jednakoj cijeni na različitim lokacijama (zemlji i inozemstvu) kada se cijena, uz pomoć nominalnog spot bilateralnog tečaja, izrazi u jednoj valuti:

$$P^i = E \times P^{i*} \quad (7)$$

Pionir u formaliziranju teorije pariteta kupovne moći švedski je neoklasični ekonomist Karl Gustav Cassel (1916, 1918), koji će poopćavanjem zakona jedne cijene za homogeni proizvod na homogenu košaricu dobara:

$$P = E \times P^* \quad (8)$$

definirati apsolutni paritet kupovne moći koji kaže da ravnotežni nominalni tečaj ovisi o omjeru opće razine domaćih i inozemnih cijena:

$$E^{PPP} = \frac{P}{P^*} \quad (9)$$

Relativna verzija¹¹ pariteta kupovne moći, koja naglašava arbitražu kroz vrijeme, a ne kroz lokaciju/prostor, pokazuje da će se nominalni tečaj između domaće i inozemne zemlje (A i B^*) prilagoditi njihovom očekivanom inflacijskom diferencijalu:

$$\frac{E_{t+1}^e - E_t}{E_t} = \pi_A^e - \pi_{B^*}^e \quad (10)$$

Supstituiranjem apsolutnog pariteta kupovne moći (9) u izraz koji definira realni tečaj (1), izvodi se PPP realni tečaj (Q^{PPP}) koji je konstantan, odnosno jednak 1:

$$Q^{PPP} = E^{PPP} \times \frac{P^*}{P} \quad (11)$$

¹¹ Kada cjenovni indeksi različitih zemalja ne mjere homogenu košaricu dobara, empirijski radovi u ocjeni pariteta kupovne moći češće testiraju relativnu, a ne apsolutnu verziju PPP-a.

Iako je i Cassel razumio mogućnost da nominalni tečaj privremeno i povremeno odstupa od pariteta kupovne moći kao ravnotežnog koncepta, ta je odstupanja smatrao blagim (Cassel, 1918). Moderna ekonomska teorija nije podržala takvo mišljenje. Dornbusch (1976) tako ističe da su cijene u kratkome roku ljepljive/rigidne što rezultira prebačajem tečaja, a u konačnici i do spoznaje da u kratkome roku nominalni tečaj može naglašeno odstupati od PPP ravnotežnog koncepta.¹² Uvažavajući taj stav, ali i empirijske nalaze o vrlo sporoj prilagodbi ravnoteži, suvremenije verzije definiraju paritet kupovne moći kao povratak realnoga tečaja konstantnoj srednjoj vrijednosti u dugome roku.

Oslanjajući se na radove Ricarda (1817) i Harroda (1933), Balassa (1964) i Samuelson (1964) ukazuju na činjenicu da različite razine proizvodnosti rada između zemalja, kroz njihov učinak na plaće i cijene domaćih dobara, rezultiraju trajnim odstupanjima od Casselove definicije apsolutnog pariteta kupovne moći. Pretpostavljajući da paritet kupovne moći vrijedi za razmjenjiva dobra, Balassa (1964) i Samuelson (1964) drže da razlike u proizvodnosti rada između zemalja određuju domaće relativne cijene nerazmjenjivih dobara, što dovodi do dugoročnih odstupanja od pariteta kupovne moći kao ravnotežnog koncepta.¹³ Vodeći se spomenutim spoznajama, Obstfeld (1993) razvija model PPP-a u kojem realni tečaj sadrži deterministički trend.

Uzimajući u obzir mogućnost vrlo spore prilagodbe (povratka) ravnotežnome konceptu, empirijske studije postojanje/valjanost pariteta kupovne moći najčešće povezuju s odbijanjem nulte hipoteze o jediničnome korijenu u korist alternativne hipoteze o stacionarnom realnome tečaju. Pritom je ključno imati na umu što točno ta stacionarnost u dugome roku podrazumijeva, odnosno je li riječ o stacionarnosti u razinama (povratak konstantnoj srednjoj vrijednosti, što odgovara Casselovoj verziji PPP-a) ili trend stacionarnosti (povratak konstantnome trendu što odgovara Balassa-Samuelson ili trend verziji PPP-a).

Novije verzije pariteta kupovne moći uključuju u sebi i promjenu/e razine srednje vrijednosti ili trenda. Dornbusch i Vogelsang (1991) tako tvrde da je koncept pariteta kupovne moći valjan

¹² Pritom, ako je ostvarenje tečaja veće od ravnotežnog PPP tečaja ($E/E^{PPP} > 1$), valuta je podcijenjena, a u obrnutom slučaju precijenjena.

¹³ Ova je karakteristika posebno izražena u tranzicijskim zemljama, odnosno zemljama obilježenim procesom realne konvergencije.

ako uključuje jednu promjenu razine srednje vrijednosti, što smatraju da je u suglasju s nalazima Balasse i Samuelsona (1964). Hegwood i Papell (1998) kasnije generaliziraju tu ideju ugrađujući u modele više strukturnih promjena. Svoj pristup objašnjavaju činjenicom da su realni tečajevi stacionarni, ali oko srednje vrijednosti (ili trenda) koja je podložna jednoj ili više strukturnih promjena, pri čemu je, očekivano, povratak ravnotežnim vrijednostima (trendovima) zamjetljivo brži nego u slučaju konstantne srednje vrijednosti (konstantnog trenda).¹⁴

Protekom vremena, definirani su još složeniji (nelinearni) modeli pariteta kupovne moći kojima su se nastojale zaobići ili pretpostavke na kojima se paritet temelji ili nedosljednosti u njegovoj konstrukciji. Usprkos tome, u brojnim empirijskim radovima autorima ne polazi za rukom odbaciti nultu hipotezu o postojanju jediničnog korijena, a time neizravno potvrditi valjanost tvrdog ili nekog od slabijih oblika (apsolutnog ili relativnog) pariteta kupovne moći kao dugoročne ravnoteže kojoj se vraća nominalan ili realan tečaj. Razlozi za to su brojni. Prije svega se to odnosi na vrlo čvrste (nerealne) pretpostavke na kojima se temelji zakon jedne cijene. Danas je tako nemoguće izdvojiti zemlju koja ne primjenjuje neki oblik ograničenja trgovinskih tokova, odnosno zaštite domaće industrije. Manje ekonomski razvijene zemlje često pribjegavaju i kapitalnim kontrolama, a nerijetko je i udio administrativno određenih cijena u ukupnom indeksu cijena u njima veći. Iako globalizacija i ekonomije obujma umanjuju značaj transportnih troškova u konačnoj cijeni dobra, isti se još uvijek ne mogu u potpunosti apstrahirati. Razlike i promjene u sektorima razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između zemalja (β i β^*), odabiru proizvoda koje proizvode tvrtke kako bi maksimizirale profit, veći udio domaćih od inozemnih proizvoda u nacionalnoj košarici i/ili promjene u preferencijama potrošača, narušavaju pak pretpostavku o homogenoj košarici (Siregar, 2011). Iz jednadžbe (6) razvidno je da realni PPP tečaj (q^{PPP}) ovisi samo o realnome tečaju za razmjenjiva dobra, a ne uključuje realni tečaj za nerazmjenjiva dobra. To pak rezultira dugoročnim i trajnim odstupanjima između realnog PPP tečaja (q^{PPP}) i ostvarenja realnog tečaja (q), što je posebice izraženo u tranzicijskim zemljama (Egert et al., 2006). Razlike u relativnoj proizvodnosti rada

¹⁴ U literaturi se tako odbijanje hipoteze o jediničnome korijenu u korist alternativne hipoteze o stacionarnosti razine, koja podrazumijeva jednu ili dvije promjene srednje vrijednosti, ponekad naziva testiranjem kvalificiranog pariteta kupovne moći, a odbijanje nulte hipoteze o jediničnome korijenu u korist alternativne hipoteze o trend stacionarnosti, koja podrazumijeva jednu ili dvije promjene nagiba trenda, testiranjem trend kvalificiranog pariteta kupovne moći (Papell i Prodan, 2003).

između sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara između zemlje i inozemstva također nerijetko rezultiraju nemogućnošću odbacivanja nulte hipoteze o jediničnome korijenu. Egert (2003) tako pokazuje da je proizvodnost rada u sektoru razmjenjivih dobara domaće zemlje (tranzicijsko gospodarstvo) niža u odnosu na proizvodnost rada vodećeg trgovinskog partnera (razvijeno inozemno gospodarstvo), zbog čega je domaća valuta nerijetko podcijenjena, što nerijetko rezultira neuspješnim testiranjem pariteta kupovne moći.

2.3.2. Monetarni pristup tečaju

Neuspjeh u empirijskoj potvrdi različitih koncepata pariteta kupovne moći, ali još više spoznaja da na dinamiku tečaja, povrh domaće i inozemne razine cijena, odnosno razlika u relativnim cijenama i proizvodnostima rada između sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, utječu i druge varijable, potakli su razvoj novih modela. Jedan od tih modela, izveden povezivanjem koncepta apsolutnog pariteta kupovne moći i monetarnih fundamenata, monetarni je pristup ravnotežnome tečaju. Ravnoteža na tržištu novca općenito pretpostavlja da je egzogena¹⁵ agregatna ponuda novca (M^S), koju kontrolira središnja banka, jednaka agregatnoj potražnji za novcem (M^D), koja je funkcija opće razine cijena (P), realnog BDP-a (Y) i nominalne kamatne stope (i):

$$M^S = M^D = P \times f(i; Y) \quad (12)$$

Iz spomenute se ravnoteže promjenjiva/prilagodljiva razina cijena u dugome roku može izraziti kao:

$$P = \frac{M^S}{f(i; Y)} \quad (13)$$

a uvrštavanjem jednadžbe (13) u izraz za apsolutni paritet kupovne moći između domaće zemlje (A) i inozemstva (B^*) izvesti monetarni pristup tečaju (Krugman i Obstfeld, 2006):

$$E = \frac{P_A}{P_B^*} = \frac{\frac{M_A^S}{f(i_A; Y_A)}}{\frac{M_B^{S*}}{f(i_B^*; Y_B^*)}} \quad (14)$$

Siregar (2011), specificirajući jednadžbe opće razine cijena u dugome roku za domaću i inozemnu zemlju kao:

¹⁵ Egzogena jer ne ovisi o kamatnoj stopi.

$$P_t = M_t \times \frac{Y_t^{\alpha_1}}{i_t^{\alpha_2}} \quad P_t^* = M_t^* \times \frac{Y_t^{*\beta_1}}{i_t^{*\beta_2}} \quad (15)$$

te izjednačavanjem koeficijenata uz parametre ($\alpha_1=\beta_1$ i $\alpha_2=\beta_2$), monetarni pristup tečaju u logaritamskome obliku zapisuje kao:

$$e_t = p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \alpha_1(y_t - y_t^*) - \alpha_2(i_t - i_t^*) \quad (16)$$

iz čega je razvidno da dinamiku nominalnog tečaja određuje ponuda novca, realni bruto domaći proizvod i nominalna kamatna stopa domaće zemlje u odnosu na razine istih varijabli u inozemnoj zemlji.

Empirijski radovi koji testiraju monetarni pristup tečaju ne nude jednoznačne zaključke. Neki radovi, testirajući povezanost između monetarnih fundamenata i nominalnog tečaja, tako potvrđuju postojanje kointegracijske veze u dugome roku najčešće primjenom analize na panel podacima koje uključuju duže vremensko razdoblje (Mark, 1995; Chin i Meese, 1995; Mark i Sul, 2001), dok drugima to ne polazi za rukom (Meese i Rogoff, 1983).

2.3.3. Pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja (FEER)

Williamson (1985, 1994) u svojim radovima utemeljuje pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja (engl. *fundamental equilibrium exchange rate*, FEER), normativni koncept koji je konzistentan s idealnim ili priželjkivanim ekonomskim okolnostima koje rezultiraju makroekonomskom ravnotežom. Makroekonomska ravnoteža obuhvaća dvije dimenzije: unutrašnju i vanjsku ravnotežu između zemalja. Interna ravnoteža se postiže kada gospodarstva ostvaruju punu razinu zaposlenosti te nisku i održivu stopu inflacije. Minimalan uvjet za vanjsku ravnotežu Williamson (1994) definira održivom razinom salda na tekućem računu platne bilance u srednjem roku između zemalja koje ostvaruju unutrašnju ravnotežu. U kasnijim radovima (Wren-Lewis, 1992; Clark et al., 1994; Clark i MacDonald, 1998; Isard, 2007) vanjska se ravnoteža još definira kao razina tekućeg računa koja rezultira priželjkivanim razinama neto inozemne imovine i/ili održivošću inozemnoga duga između zemalja koje ostvaruju unutrašnju ravnotežu. Pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja, za razliku od pariteta kupovne moći koji ravnotežu definira konstantnom srednjom vrijednošću (ili trendom)

koja prevladava u dugome roku, usmjeren je na odrednice dinamike tečaja u srednjem roku te pretpostavlja da ravnotežni tečaj varira kroz vrijeme.¹⁶

Izvođenje FEER-a obuhvaća dva koraka. Prvi ključni korak odnosi se na identitet koji izjednačuje tekući račun (*CA*) i kapitalni račun (*KA*):

$$CA \equiv -KA \quad (17)$$

Sastavnice tekućeg računa, sukladno šestom izdanju Priručnika za sastavljanje platne bilance Međunarodnog monetarnog fonda (MMF, 2009), su račun roba, račun usluga, račun primarnih i račun sekundarnih dohodaka. Ukoliko se zanemare transferi koji se bilježe na računu sekundarnih dohodaka (ne ovise o realnome tečaju), tekući se račun može aproksimirati neto trgovinskom bilancom (*ntb*) i neto primarnim (faktorskim) dohocima (*npi*). Izvoz roba i usluga pritom ovisi o inozemnom domaćem proizvodu pri punoj zaposlenosti (\bar{y}^*) i realnome efektivnom tečaju (q), a uvoz roba i usluga o domaćem proizvodu pri punoj zaposlenosti (\bar{y}) i realnome efektivnom tečaju. Neto primarni dohoci ovise također o realnome efektivnom tečaju, jer se negativni neto primarni dohoci po osnovi faktora rada i kapitala moraju financirati, što pak zahtijeva poboljšanje vanjskotrgovinskog salda kroz deprecijaciju realnog efektivnog tečaja.

$$CA \approx ntb + npi \quad (18)$$

$$ntb = \delta_0 + \delta_1 \times q + \delta_2 \times \bar{y} + \delta_3 \times \bar{y}^* \quad (19)$$

$$npi = f(q) \quad (20)$$

pri čemu je vrijednost koeficijenta δ_1 pozitivna (deprecijacija realnog efektivnog tečaja poboljšava vanjskotrgovinski saldo kroz jeftiniji izvoz i skuplji uvoz), δ_2 negativna (porast domaćeg proizvoda, uz ostale uvjete nepromijenjene, rezultira rastom uvoza i pogoršanjem vanjskotrgovinske bilance) i δ_3 pozitivna (porast inozemnog domaćeg proizvoda, uz ostale uvjete nepromijenjene, rezultira porastom izvoza i poboljšanjem vanjskotrgovinske bilance) (Clark i MacDonald, 1998).

¹⁶ Primjerice, fundamentalni ravnotežni tečaj će slabiti i jačati kroz vrijeme ako su stope realnoga rasta među analiziranim zemljama različite. Održavanje tekućeg računa pri željenoj razini također zahtijeva deprecijaciju ili aprecijaciju domaće valute.

Uz ravnotežnu razinu kapitalnog računa (\overline{KA}), koja isključuje špekulativne tokove kapitala¹⁷, povezujući identitet (17) i jednadžbe (18), (19) i (20), može se izvesti slijedeća jednadžba tekućeg računa u srednjem roku (Clark i MacDonald, 1998):

$$CA = f(q, \bar{y}, \bar{y}^*) = -\overline{KA} \quad (21)$$

Uzimajući u obzir punu razinu zaposlenosti u okružju niske inflacije za domaće (\bar{y}) i inozemno gospodarstvo (\bar{y}^*), kao i ravnotežni kapitalni račun u srednjem roku (\overline{KA}), iz jednadžbe (19) može se izračunati fundamentalni ravnotežni realni tečaj (q^{FEER}) koji će osigurati dostizanje održivog tekućeg računa (ili održivog kapitalnog računa), a time i putanje za dostizanje makroekonomske (unutrašnje i vanjske) ravnoteže (Clark i MacDonald, 1998):

$$q^{FEER} = f(-\overline{KA}, \bar{y}, \bar{y}^*) \quad (22)$$

Pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja pretpostavlja da će, kroz vrijeme, realni efektivni tečaj (q) konvergirati prema fundamentalnom ravnotežnom realnom efektivnom tečaju (q^{FEER}), ali ne nudi osnove iz kojih bi se mogla spoznati priroda ili dinamika prilagodbe u srednjem roku. Upravo iz tog razloga pristup fundamentalnog ravnotežnog tečaja smatra se metodom ocjene trenutne vrijednosti realnog tečaja gospodarstva (Clark i MacDonald, 1998), pri čemu usporedba (q_t) i (q_t^{FEER}) pokazuje je li trenutni tečaj precijenjen ($q_t > q_t^{FEER}$) ili podcijenjen ($q_t < q_t^{FEER}$). Precijenjenost (podcijenjenost) realnog tečaja podrazumijeva da je ostvarenje tekućeg računa ili, u nekim radovima, temeljnog tekućeg računa, veće (manje) od održivog tekućeg računa, pri čemu se pod temeljnim tekućim računom uglavnom podrazumijeva ostvarenje tekućeg računa očišćeno od cikličkih elemenata u domaćem gospodarstvu i gospodarstvima glavnih trgovinskih partnera te vremenski pomaknutih (lagiranih) učinaka realnog tečaja na trgovinsku dinamiku (Salto i Turrini, 2010).

Iz dosada navedenog, razvidno je da se računanje FEER-a oslanja na ocjene niza parametara (elastičnosti), ali i sudove ekonomskih stručnjaka o: modelu tekućeg računa (koji je u nizu radova aproksimiran samo vanjskotrgovinskom bilancom, a u drugima uključuje primarne i, rjeđe, sekundarne dohotke), ocjenama potencijalnog domaćeg proizvoda domaćeg gospodarstva i glavnih trgovinskih partnera, ocjenama temeljnog tekućeg računa te,

¹⁷ U empirijskim radovima teško je razlikovati strukturne od špekulativnih tokova kapitala pa s velikim oprezom treba tumačiti rezultate ekonometrijskih tehnika koje iz vremenskih serija razlučuju kratkoročne/špekulativne tokove kapitala od onih permanentnih.

naposljetku, ocjenama ili sudovima o normalnom ili održivom tekućem (\overline{CA}), odnosno kapitalnome računu (\overline{KA}).

U starijim radovima pristup održivom tekućem računu vrlo je heterogen. Williamson (1994) tako uzima u obzir potrebe za investiranjem, dinamiku duga te učinke demografskih promjena na kretanje štednje kako bi odredio ravnotežni tekući račun. Bayoumi et al. (1994) i Wren-Lewis i Driver (1997), slijedeći tada službeni stav američke administracije, ističu pak razinu od 1% BDP-a kao ciljani saldo (višak) tekućeg računa za industrijalizirane zemlje. Ekonomski dorađena metoda za izračun ciljanog tekućeg računa pojavljuje se u izdanju Issard i Faruqee (1998), u kojem se ističe da ravnotežni tekući račun treba sagledavati kao razliku između priželjkivane ukupne štednje (\bar{S}) i investicija (\bar{I}) pri punoj zaposlenosti, a iste ovise o jazu domaćeg proizvoda, stopi ovisnosti starijeg stanovništva i proračunskome manjku:

$$CA = f(q, \bar{y}, \bar{y}^*) = \bar{S} - \bar{I} \quad (23)$$

U novijim radovima, pri određivanju održivog ili ravnotežnog tekućeg računa uglavnom dominiraju dva koncepta: pristup stabilizacije neto inozemne imovine (NFA) i pristup norme tekućeg računa. Prvi pristup kao relevantno mjerilo koristi tekući račun koji stabilizira neto inozemnu imovinu izraženu u postotku BDP-a na trenutnim, recentnim ili normativno određenim vrijednostima. Pristup norme tekućeg računa temelji se na panel regresijama kako bi se ocijenio tekući račun koji bi prevladao u srednjem i dugome roku u ovisnosti o ekonomskim fundamentima.

Salto i Turrini (2010) iskazuju tekući račun koji stabilizira neto inozemnu imovinu kao tekući račun izražen u postotku BDP-a ($(\frac{ca}{y})_{i,t}^{stab}$) zemlje (i) u razdoblju (t) koji stabilizira neto inozemnu imovinu u postotku BDP-a na priželjkivanu razinu ($\frac{nfa^*}{y}$) kao:

$$\left(\frac{ca}{y}\right)_{i,t}^{stab} = \frac{g_{i,t} + \pi_{i,t}}{(1+g_{i,t})(1+\pi_{i,t})} \left(\frac{nfa^*}{y}\right) \quad (24)$$

gdje je ($g_{i,t}$) stopa realnoga rasta, a ($\pi_{i,t}$) stopa inflacije zemlje (i) u razdoblju (t).

Ukoliko je posljednje dostupno ostvarenje neto inozemne imovine pozitivna i razmjerno velika vrijednost, u empirijskim radovima često je to i priželjkivana razina neto inozemne imovine ($\frac{nfa^*}{y}$). U slučajevima kada je neto inozemna imovina negativna vrijednost i iskazuje trend pogoršanja, priželjkivana razina normativno se određuje, a nerijetko se razmatra i nekoliko

scenarija od kojih jedan često uzima u obzir prosjek spomenutog pokazatelja za usporedive zemlje. Kako su ocjene tekućeg računa koji stabilizira neto inozemnu imovinu vrlo osjetljive na vrijednosti (potencijalnoga) realnog rasta, u obzir se najčešće uzimaju centrirani srednjoročni prosjeci. Prosječne vrijednosti uzimaju se i kada je riječ o stopi inflacije.

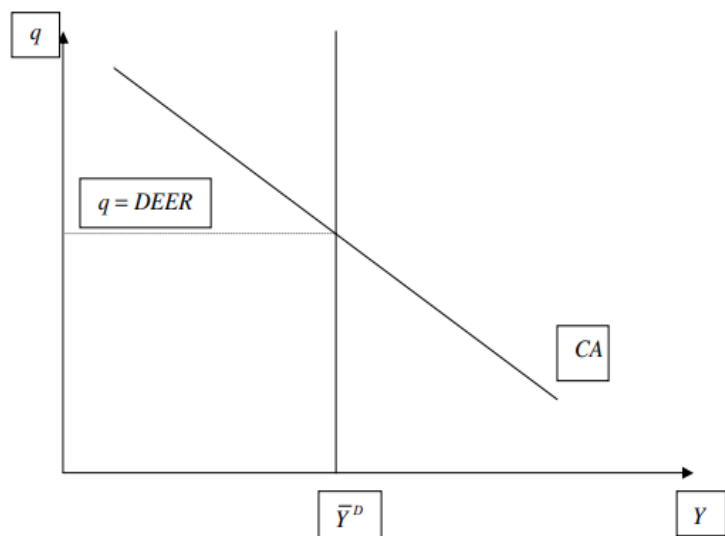
Norma tekućeg računa je tekući račun koji je konzistentan s ekonomskim fundamentima. Kao objasnidbene varijable norme tekućeg računa najčešće se uzimaju u obzir vremenske serije koje određuju u srednjem ili dugome roku bilancu štednje i investicija, vanjskotrgovinsku bilancu ili saldo na računu primarnih dohodaka (Salto i Turrini, 2010). U radovima Chinn i Prasad (2003) te Lee et al. (2008), autori kao objasnidbene varijable koriste: proračunski saldo opće države izražen u postotku BDP-a, stopu ovisnosti starijeg stanovništva o radno aktivnima, realni BDP po stanovniku u terminima pariteta kupovne moći, stopu rasta realnog BDP-a po stanovniku, neto inozemnu imovinu u postotku BDP-a te saldo u razmjeni sirovom naftom i naftnim prerađevinama.

Neke norme tekućeg računa izvode se iz prosjeka povijesnih ostvarenja odabranih ekonomskih fundamenata, dok se druge izvode iz projiciranih vrijednosti fundamenata za budući srednji rok. Nedostatak prvoga pristupa pitanje je u kolikoj su mjeri relacije temeljene na povijesnim podacima relevantne kada nastupe promjene koje nisu anticipirane, dok su norme temeljene na projiciranim podacima podložne uobičajenim projekcijskim pogreškama. U većini empirijskih radova norme tekućeg računa temelje se na panel kointegracijskim metodama, a, u manjem broju radova, na metodi najmanjih kvadrata (Bayoumi et al., 1994).

2.3.4. Pristup priželjkivanog ravnotežnog tečaja (DEER)

Pristup priželjkivanog ravnotežnog tečaja (engl. *desired equilibrium exchange rate*, DEER) vrlo je blizak konceptu fundamentalnog ravnotežnog tečaja. Obzirom na niz normativnih pretpostavki o tome što predstavlja razinu unutrašnje i vanjske ravnoteže u pristupu fundamentalnog ravnotežnog tečaja, neki autori ističu da se ravnotežni tečaj izveden takvim pristupom ne bi trebao zvati fundamentalnim (jer ga u nekim slučajevima dominantno ne određuju ekonomski fundamenti), već ga treba zvati (i zovu ga) priželjkivanim ravnotežnim tečajem. Bayoumi et al. (1994) ističu tako da je srednjoročni priželjkivani ravnotežni tečaj (q^{DEER}) konzistentan i neophodan uvjet za postizanje priželjkivanih razina unutrašnje ravnoteže

(predstavljene priželjkivanim BDP-om, Y^D) i vanjske ravnoteže (predstavljene tekućim računom platne bilance, CA) u srednjem roku (vidjeti Sliku 2-1).



Izvor: Siregar (2011)

Slika 2-1: Priželjkivani ravnotežni tečaj

Izračun DEER-a metodološki slijedi izračun FEER-a, pri čemu ocjene DEER-a ovise o pretpostavkama koje određuju položaj unutrašnjih i vanjskih ravnoteža, a mogu uključivati i stvarne ili hipotetske ciljeve nositelja ekonomskih politika. Različiti opseg modeliranog tekućeg računa (samo vanjskotrgovinska bilanca ili širi koncept), ocjene potencijalnog domaćeg proizvoda i (linije) ravnotežnog tekućeg računa, drugačije pretpostavke o preferencijama ekonomskih subjekata spram pojedinih valuta, utječu na razlike u temeljnim elastičnostima tekućeg računa prema domaćem i inozemnom BDP-u pri punoj zaposlenosti te realnome tečaju, a, u konačnici, i različitim ocjenama DEER-a (Siregar, 2010).

2.3.5. Pristup bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER)

Bihevioralni ravnotežni tečaj (engl. *bihevioural equilibrium exchange rate*, BEER) pristup je u kojem se ostvarenje realnog efektivnog tečaja uspoređuje s ravnotežom izvedenom iz trenutnih vrijednosti relevantnih srednjoročnih i dugoročnih ekonomskih fundamenata, kao i njihove održive ili dugoročne razine. Pristup bihevioralnog ravnotežnog tečaja po prvi se puta pojavljuje u radovima Clark i MacDonald (1998, 2000) te Alberola et al. (1999).

Slijedeći pristup u Clark i MacDonald (1998), reducirani oblik jednadžbe ostvarene vrijednosti realnog efektivnog tečaja (q_t) može se zapisati kao:

$$q_t = \beta'_1 \times Z_{1t} + \beta'_2 \times Z_{2t} + \tau' \times T_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

gdje je (Z_{1t}) vektor ekonomskih fundamenata koji određuju tečaj u dugome roku, (Z_{2t}) vektor ekonomskih fundamenata koji određuju tečaj u srednjem roku, (T_t) vektor prolaznih faktora koji ponekad utječu na tečaj u kratkome roku, ($\beta'_1, \beta'_2, \tau'$) vektori koeficijenata u reduciranom obliku, a (ε_t) slučajna pogreška.

S druge strane, trenutna ravnotežna vrijednost realnog efektivnog tečaja (q'_t) ovisi o trenutnoj vrijednosti dugoročnih i srednjoročnih ekonomskih fundamenata (Clark i MacDonald, 1998):

$$q'_t = \beta'_1 \times Z_{1t} + \beta'_2 \times Z_{2t} \quad (26)$$

Uzimajući u obzir jednadžbe (25) i (26), može se izračunati trenutno odstupanje realnog efektivnog tečaja (cm_t), koje zrcali prolazne faktore i slučajnu pogrešku¹⁸ (Clark i MacDonald, 1998):

$$cm_t \equiv q_t - q'_t = q_t - \beta'_1 \times Z_{1t} - \beta'_2 \times Z_{2t} = \tau' \times T_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

Empirijski pristupi ocjene BEER-a razlikuju se u specifikacijama kratkoročnih faktora (T) i ekonomskih fundamenata (Z).¹⁹ Kada je riječ o kratkoročnim faktorima, u većini radova oni uključuju realni kamatni diferencijal koji se izvodi iz uvjeta nepokrivenog kamatnog pariteta. Uvjet arbitraže podrazumijeva da kada nema ograničenja u protoku kapitala i kada se zanemari premija za rizik, domaća nominalna kamatna stopa (i_t) mora biti jednaka inozemnoj nominalnoj kamatnoj stopi (i_t^*) korigiranoj za očekivanu promjenu nominalnog tečaja ($E_t(e_{t+1}) - e_t$), odnosno da očekivana promjena nominalnog tečaja odgovara nominalnom kamatnom diferencijalu (Siregar, 2011):

$$i_t = i_t^* + [E_t(e_{t+1}) - e_t] \quad (28)$$

gdje je (E_t) operator očekivanja nepoznate buduće vrijednosti.

¹⁸ Uz trenutno odstupanje, koje se najčešće računa i iskazuje kao BEER ravnotežni koncept, u pojedinim se radovima računa i predstavlja pod istim imenom i ukupno odstupanje. Više o razlikama između trenutnog i ukupnog odstupanja vidjeti u narednom odjeljku koje govori o pristupu permanentnog ravnotežnog tečaja.

¹⁹ U empirijskim radovima rijetko se nailazi i na podjelu ekonomskih fundamenata na dugoročne (Z_1) i srednjoročne (Z_2).

Oduzimanjem očekivanog inflacijskog diferencijala:

$$[E_t(p_{t+1}) - p_t] - [E_t(p_{t+1}^*) - p_t^*] = E_t(\Delta p_{t+1}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*) \quad (29)$$

s obje strane jednadžbe (28), Siregar (2011) pokazuje kako se nominalni nepokriveni paritet može prevesti u realni:

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = r_t - r_t^* \quad (30)$$

gdje je:

$$r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+1}) \quad (31)$$

$$r_t^* = i_t^* - E_t(\Delta p_{t+1}^*) \quad (32)$$

Iz jednadžbe (30) razvidno je (Siregar, 2011) da realni tečaj u razdoblju (t) ovisi o očekivanoj vrijednosti realnog tečaja u razdoblju ($t+1$) te realnom kamatnom diferencijalu ($r_t - r_t^*$):

$$q_t = E_t(q_{t+1}) - (r_t - r_t^*) \quad (33)$$

Kao odrednice neopazive očekivane buduće vrijednosti realnog tečaja u razdoblju ($t+1$), Clark i MacDonald (1998) koriste slijedeće dugoročne ekonomske fundamente: uvjete razmjene (tot), Balassa-Samuelson učinak, odnosno relativnu cijenu razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (tnt), neto inozemnu imovinu (nfa) te premiju za rizik koju nije uključivao nepokriveni kamatni paritet, koju predstavljaju omjerom domaćeg i inozemnog duga države $\left(\frac{gdebt_t}{gdebt_t^*}\right)^{20}$, pri čemu veći domaći dug države u odnosu na dug države inozemnog partnera povećava domaću premiju za rizik te rezultira deprecijacijom trenutnog realnog tečaja domaće zemlje.

Slijedeći strukturu osnovne jednadžbe (25), tada se bihevioralni ravnotežni realni tečaj može predstaviti kao funkcija (samo dugoročnih) fundamenata (Z_{1t}) i kratkoročnih faktora (T_t) (Clark i MacDonald, 1998):

$$q_t^{BEER} = f(Z_{1t}; T_t) = \left[\left(tot, tnt, nfa, \left(\frac{gdebt_t}{gdebt_t^*} \right) \right); (r_t - r_t^*) \right] \quad (34)$$

Usporedbom jednadžbe (34), koja određuje bihevioralni ravnotežni tečaj, i jednadžbe (22), koja određuje fundamentalni ravnotežni tečaj, razvidno je da je FEER normativni pristup jer se temelji na održivoj vanjskoj ravnoteži između domaćeg gospodarstva i trgovinskih partnera koji su u unutrašnjoj ravnoteži, dok BEER ravnotežni koncept ovisi o trenutnim vrijednostima

²⁰ Veći domaći dug države u odnosu na dug države inozemnog partnera povećava domaću premiju za rizik te rezultira deprecijacijom trenutnog realnog tečaja domaće zemlje.

ekonomskih fundamenata. Clark i MacDonald (1998) ističu da struktura jednadžbe (34) otkriva još jednu od ključnih razlika između pristupa bihevioralnog i fundamentalnog ravnotežnog tečaja, a to je da se BEER pristup, zbog uključivanja nepokrivenog kamatnog pariteta, može primijeniti i kako bi se objasnile kratkoročne, cikličke promjene realnog tečaja, dok se kod FEER-a koncept ravnotežnog realnog tečaja odnosi isključivo na srednji i dugi rok.

Pojednostavljeno, ekonometrijska ocjena BEER-a obuhvaća nekoliko koraka.²¹ U prvome se koraku tako ocjenjuje postojanje dugoročne kointegracijske relacije između realnoga tečaja i odabranih ekonomskih fundamenata. U narednom se koraku, uz pomoć ocijenjenih parametara za svaku fundamentalnu kointegriranu varijablu, računa bihevioralni ravnotežni tečaj. Naposljetku, računa se (tekuće) odstupanje kao razlika između ostvarenog realnog tečaja (q_t) i izvedenog bihevioralnog ravnotežnog tečaja (q_t^{BEER}).

2.3.6. Pristup permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER)

Za nositelje ekonomskih politika važno je znati pogone li odstupanja realnog tečaja poglavito ekonomski faktori i fundamenti ili ciklička dinamika te prolazni/privremeni šokovi. Kao odgovor na to pitanje, kao svojevrsna nadogradnja pristupa bihevioralnog ravnotežnog tečaja, razvijen je pristup permanentnog ravnotežnog tečaja (engl. *permanent equilibrium exchange rate*, PEER).

U pristupu bihevioralnog ravnotežnog tečaja, ravnoteža je najčešće izvedena iz trenutnih vrijednosti relevantnih faktora i fundamenata, pri čemu razlika između ostvarenog realnog tečaja i BEER-a predstavlja trenutno odstupanje koje odražava prolazne elemente i slučajnu pogrešku. Kako trenutne vrijednosti ekonomskih fundamenata u pristupu bihevioralnog ravnotežnog tečaja mogu odstupati od održivih ili poželjnih razina, može se, slijedeći jednadžbe (25) - (27), konstruirati ukupno odstupanje realnog efektivnog tečaja (tm_t) kao razlika između ostvarene vrijednosti realnog efektivnog tečaja i održive ili dugoročne razine ekonomskih fundamenata ($\bar{Z}_{1t}, \bar{Z}_{2t}$) (Clark i MacDonald, 1998):

$$tm_t = q_t - \beta'_1 \times \bar{Z}_{1t} - \beta'_2 \times \bar{Z}_{2t} \quad (35)$$

²¹ Detaljan opis ekonometrijske ocjene BEER-a dan je u Poglavlju 4 disertacije.

Dodajući i oduzimajući (q'_t) desnoj strani jednadžbe (35), Clark i MacDonald (1998) ukupno odstupanje tečaja prikazuju kao:

$$\begin{aligned}
 tm_t &= (q_t - q'_t) + [\beta'_1 \times (Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2 \times (Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})] = \\
 &= cm_t + [\beta'_1 \times (Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2 \times (Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})] \\
 &= \tau' \times T_t + \varepsilon_t + [\beta'_1 \times (Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2 \times (Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})] \tag{36}
 \end{aligned}$$

odstupanje ostvarenog realnog efektivnog tečaja (q_t) koje u bilo kojem trenutku odražava učinke tekućeg odstupanja (prolazne faktore i slučajne šumove) te učinke odstupanja trenutnih vrijednosti ekonomskih fundamenata od njihovih održivih ili dugoročnih vrijednosti. U nekim se radovima i ukupno odstupanje podvodi i kvalificira kao dio BEER pristupa, no u većini se radova ono povezuje s PEER konceptom.

Empirijski pristupi ocjene PEER-a, kao i u slučaju BEER-a, razlikuju se u specifikacijama kratkoročnih faktora (T) i ekonomskih fundamenata (Z), a dodatno uključuju računanje/kalibriranje održivih/dugoročnih vrijednosti ekonomskih fundamenata (\bar{Z}). U nekim se radovima razdvajanje privremene i trajne komponente vrši za svaki pojedini ekonomski fundament, dok se u drugim radovima izgladuje agregat, odnosno ranije izračunati BEER.²² Siregar (2011) ističe da se najteži dio posla, odnosno razdvajanje pojedinačnog ne-stacionarnog vremenskog niza na trajnu (ne-stacionarnu) i privremenu (stacionarnu) komponentu u empirijskim radovima najčešće vrši Hodrick-Prescott dekompozicijom ili tehnikama koje su razvili Beveridge i Nelson (1981), Clarida i Gali (1995), Gonzalo i Granger (1995) te Stock i Watson (1998). S druge strane, izgladivanje već izračunatog BEER agregata najčešće se vrši uz pomoć Hodrick-Prescott filtera. Filtriranje BEER-a, što je očekivano, rezultira glađim, odnosno manje kolebljivim PEER ravnotežnim konceptom.

2.3.7. Pristup prirodnog realnog tečaja (NATREX)

Prirodni realni tečaj (engl. *natural rate of exchange*, NATREX) Stein (1994) definira kao realni tečaj koji bi prevladao u srednjem roku ako bi se iz kapitalnih tokova uklonili špekulativni i ciklički faktori (poput promjena u međunarodnim rezervama i kratkoročnih/privremenih tijekova kapitala) te ako bi istovremeno stopa nezaposlenosti bila pri razini prirodne

²² Detaljan opis ekonometrijske ocjene PEER-a opisan je u Poglavlju 5 disertacije.

(strukturne) stope nezaposlenosti. Pristup prirodnog tečaja dodatno se razrađuje u radovima Stein i Allen (1995) te Stein i Paladino (1998).

Pristup prirodnog tečaja polazi od pretpostavke (Siregar, 2011) da trenutni realni tečaj (q_t) ovisi o razini kapitala (k_t), inozemnom dugu (F_t) i špekulativnim tokovima kapitala (ε_t), pri čemu na sve spomenute varijable utječu fundamenti (Z_t):

$$q_t = f(k_t, F_t, \varepsilon_t; Z_t) \quad (37)$$

Stein (1994) definira fundamente (Z_t) kao izvore/smetnje koje utječu na proizvodnost rada ili ukupnu produktivnost faktora (TFP) te vremenske preferencije vezane uz potrošnju, odnosno štedljivost društva²³ u domaćem gospodarstvu i njegovim trgovinskim partnerima.

Pristup prirodnog tečaja pretpostavlja da je u srednjem roku ponuda na tržištu vrijednosnica jednaka potražnji te da se ciklički i kratkoročni tokovi kapitala međusobno poništavaju (Siregar, 2011). Uklanjanjem špekulativnih i cikličkih šumova iz jednadžbe (35), prirodan realni (ravnotežni) tečaj u srednjem roku ($q_{srednji\ rok}^{NATREX}$) može se predstaviti kao (Siregar, 2011):

$$q_{srednji\ rok}^{NATREX} = f(k_t, F_t; Z_t) \quad (38)$$

Isti je konzistentan s poželjnim ili ravnotežnim tekućim računom (\overline{CA}), odnosno s razlikom između poželjne razine štednje (\overline{S}) i investicija (\overline{I}) u srednjem roku²⁴ (Siregar, 2011):

$$\overline{CA} = \overline{S} - \overline{I} \quad (39)$$

U dugome roku, prirodni tečaj ($q_{dugi\ rok}^{NATREX}$) konvergira u statičko²⁵ ravnotežno stanje (engl. *steady state*) u kojem su promjene fundamenata, a time i promjene razine kapitala i inozemnoga duga, jednake nuli (Siregar, 2011):

²³ Pojam štedljivosti društva odnosi se na vremenske preferencije kućanstava i države vezane uz potrošnju i štednju. Kako je potrošnja kućanstava često stacionarna, u empirijskim se radovima za ocjenu ovog fenomena često koristi potrošnja države izražena u postotku BDP-a kroz duže vremensko razdoblje. Vidjeti primjerice Rajan, Sen i Siregar (2004).

²⁴ Jednadžba (38) slična je normativnom konceptu fundamentalnog ravnotežnog tečaja (FEER) jer pretpostavlja srednjoročnu ravnotežu u kojoj je domaći proizvod jednak potencijalnom te u kojoj su očekivanja ekonomskih subjekata o inflaciji jednaka njenom ostvarenju.

²⁵ Konstantni ili stacionarni koncept ravnoteže u dugome roku karakteristika je koja povezuje pristup prirodnoga tečaja (NATREX) i pristup pariteta kupovne moći (PPP).

$$q_{dugi\ rok}^{NATREX} = f(Z_t^*) \quad (40)$$

Kako se mijenjaju fundamenti, mijenjaju se kroz vrijeme i poželjne razine investicija i štednje, a time i putanja NATREX-a. Za razliku od dosada opisanih pristupa ravnotežnog tečaja, pristup prirodnog realnog tečaja stoga govori više o dinamici putanje koja povezuje trenutni tečaj s ravnotežnim NATREX konceptom u srednjem roku, ali i prirodni ravnotežni tečaj u srednjem roku sa statičkim konceptom NATREX ravnoteže u dugome roku. Trenutni tečaj (q_t) nije nužno i nije najčešće ravnotežni koncept, pri čemu se dinamika njegovih promjena, u ovisnosti o vremenskom horizontu (kratki, srednji i dugi rok), može prikazati na slijedeći način (Siregar, 2011):

$$\begin{aligned} q_t = & [q_t(k_t, F_t, \varepsilon_t; Z_t) - q_{srednji\ rok}^{NATREX}(k_t, F_t; Z_t)] + \\ & + [q_{srednji\ rok}^{NATREX}(k_t, F_t; Z_t) - q_{dugi\ rok}^{NATREX}(Z_t^*)] + \\ & + [q_{dugi\ rok}^{NATREX}(Z_t^*)] \end{aligned} \quad (41)$$

Empirijske ocjene prirodnog tečaja uglavnom se razlikuju u odabiru fundamenata i u ekonometrijskom pristupu za ocjenu NATREX-a. Veći broj autora oslanja se na ocjenu jedne jednadžbe reduciranog oblika u kojima se kao fundamenti najčešće pojavljuju produktivnost i vremenske preferencije potrošnje, pri čemu se posebno ocjenjuje NATREX za srednji i dugi rok (Stein i Paladino, 1999). U manjem broju radova najprije se ocjenjuje niz strukturnih jednadžbi (kojima se, primjerice, modeliraju investicije, potrošnja i trgovinska bilanca), a u drugom se koraku analiza fokusira na kretanje NATREX-a u srednjem i dugom roku (Detken et al., 2002).

2.4. Hibridni i višestruki pristupi za ocjenu koncepata ravnotežnih tečajeva Međunarodnog monetarnog fonda

Kako je kretanje tečajeva u fokusu analitičkog i istraživačkog djelovanja Međunarodnog monetarnog fonda od njegova osnutka, spomenuta međunarodna financijska institucija razvija, proširuje, revidira i unaprjeđuje čitav niz metodologija kako bi mogla odgovoriti na pitanja povezana s kretanjima tečajeva njenih članica, u kojoj su mjeri isti bliski ravnotežnim konceptima, a u kojoj mjeri potencijalno izvorište vanjskih dispariteta.

U okviru tih nastojanja, osnovana je MMF-ova Savjetodavna skupina za pitanja tečajeva (CGER) koja sredinom 1990-ih razvija CGER metodologiju, odnosno nekoliko komplementarnih pristupa za procjenu vanjskih neravnoteža članica. Isti se, obzirom na dostupnost i dužinu relevantnih vremenskih nizova (fundamenata), primjenjuju u početku samo za ekonomski razvijene članice Fonda, a, s vremenskim odmakom, i na članice u razvoju, odnosno tržišta u nastajanju. Pritom je MMF uvijek nastojao povezati ocjene koje nastaju u okviru suradnje s pojedinom članicom (temeljem Izvješća sukladno Članku IV. Fonda) i multilateralnih analiza tečajeva kako bi u konačnici unaprijedio konzistentnost svojih bilateralnih i globalnih procjena vanjskih neravnoteža.

Promjene u makroekonomskom i financijskom okružju, nove teorijske spoznaje i napredak u području modeliranja potaknule su razvoj novih metodologija MMF-a za ocjenu ravnotežnih realnih tečajeva. Od 2012. godine Fond za skupinu razmjerno razvijenih gospodarstava počinje primjenjivati novu, EBA metodologiju za ocjenu vanjskog salda. Ista u odnosu na ranije pristupe uključuje normativne elemente i doprinose ekonomskih politika. I spomenuta metodologija evoluirala, pa se već 2013. godine počinje primjenjivati njena unaprijeđena EBA 2.0 inačica. Dodatna unaprijeđenja EBA metodologije uslijedila su u 2015., a naglašenije promjene tijekom 2018. godine. Doradna EBA metodologija iz 2018. godine primjenjuje se i danas.

Usprkos razvoju EBA metodologije, zbog niza ograničenja na brojne članice MMF-a i dalje se nastavila primjenjivati zastarjela CGER metodologija. Tijekom 2014. godine Fond donosi odluku da se dijelom prilagođeni EBA koncepti počnu primjenjivati na što veći broj članica u razvoju. Krajem spomenute i u 2015. godini počela se na tržišta u nastajanju i zemlje s niskom razinom dohotka primjenjivati EBA-lite metodologija, koja će tijekom 2018. godine biti dodatno unaprijeđena i poznata kao revidirana EBA-lite metodologija.

2.4.1. CGER metodologije MMF-a

Inicijalno razvijena CGER metodologija MMF-a za ocjenu vanjskih neravnoteža obuhvaćala je tri komplementarna pristupa: (a) pristup za ocjenu makroekonomskih ravnoteža, (b) reducirani oblik ravnotežnog realnog tečaja, te (c) pristup vanjske održivosti. Većim brojem pristupa Fond je nastojao ojačati snagu, odnosno vjerodostojnost svojih ocjena o ravnotežnome tečaju i/ili

ravnotežnom saldu na tekućem računu u srednjem roku, te značaju pojedinih varijabli koje na tečaj ili saldo utječu. Usprkos višeslojnoj analizi, Fond je uvijek naglašavao izražene margine nesigurnosti ocijenjenih koeficijenata (nerijetko različitih veličina i/ili predznaka), u čijoj su pozadini problemi u prikupljanju i mjerenju podataka, nestabilnosti trgovinskih i financijskih tijekova unutar i između zemalja, reprezentativnosti ekonometrijskih modela, a, za zemlje u razvoju, dodatno i kvaliteti i kratkoći dostupnih podataka te strukturnih promjena i lomova kojima su bili izloženi (Lee et al., 2008).

2.4.1.1. CGER pristup za ocjenu makroekonomskih ravnoteža

CGER pristup za ocjenu makroekonomskih ravnoteža (engl. *macroeconomic balance approach*, MB) temeljio se na panel podacima²⁶ za 54 zemlje u razdoblju od 1973. do 2004. godine²⁷. Postupak ekonometrijske ocjene makroekonomskih (ne)ravnoteža obuhvaćao je tri koraka. U prvome se koraku panel analizom ocjenjivala veza između tekućeg računa platne bilance i teorijski relevantnih fundamenata koji na nju mogu utjecati u srednjem roku (saldo proračuna, stopa starosne ovisnosti, rast stanovništva, inicijalna neto inozemna imovina, saldo u razmjeni nafte, realni rast, relativan dohodak te binarne varijable kojima se kontrolira za razdoblja ekonomskih kriza, značaj zemlje kao važnog međunarodnog financijskog sjedišta te, za neke zemlje Europe, značaj uvođenja eura), pri čemu je niz varijabli bio definiran relativno²⁸. Prikaz panel regresije tekućeg računa uključivao je tri inačice: ocijenjene koeficijente bez uključenih konstantnih članova specifičnih za pojedinu zemlju, ocjene s ograničenim brojem konstantnih članova karakterističnih za pojedinu zemlju te ocjene s fiksnim učincima, odnosno konstantnim članovima za svaku pojedinu zemlju. U drugome se koraku izračunavala ravnotežna pozicija tekućeg računa ili norma tekućeg računa (ili norma njena rikardijanskog ekvivalenta, štednje umanjene za investicije) za svaku zemlju pojedinačno, na način da su ocijenjeni koeficijenti u prvome koraku bili primjenjivani na projicirane srednjoročne vrijednosti fundamenata (Lee et al., 2008) preuzete dijelom iz MMF-ovog *World Economic*

²⁶ Kako bi se uklonili šumovi i naglasila povezanost između fundamenata i dinamike tekućeg računa u srednjem roku, u analizi se koriste četverogodišnji prosjeci varijabli.

²⁷ Panel analiza mahom je uključivala razvijene zemlje. Za mali broj u panel analizu uključenih zemalja u razvoju ili tržišta u nastajanju podaci su bili dostupni tek od ranih 1990-ih godina. Panel je tako za svaku razvijenu zemlju imao osam opažanja, dok su za tranzicijske zemlje unutar pojedine dimenzije panela postojala tri opažanja.

²⁸ U odnosu na prosjek za vanjskotrgovinske partnere.

Outlook-a, a za demografske pokazatelje iz baze projiciranih veličina Ujedinjenih naroda. U svojim izvješćima, Fond bi norme često prikazivao zbirno za nekoliko različitih skupina zemalja: razvijene (Europa i ostale) te tržišta u nastajanju (Azija, Latinska Amerika, Srednja i Istočna Europa i ostale).²⁹ Drugi je korak obuhvaćao i izračun temeljnog salda tekućeg računa, odnosno salda tekućeg računa koji bi prevladavao u zemlji koju karakterizira nulti jaz domaćeg proizvoda, ali istovremeno i nulti jaz domaćeg proizvoda njenih trgovinskih partnera. U trećem se koraku potom ocjenjivala prilagodba realnog tečaja nužna kako bi se zatvorio jaz između ocijenjene norme tekućeg računa i temeljnog salda tekućeg računa za svaku zemlju pojedinačno, a uz pomoć ocijenjene elastičnosti salda tekućeg računa (odnosno elastičnosti izvoza i uvoza robe i usluga) na promjene realnog tečaja. Na samome kraju, osiguravala se konzistentnost pojedinačno dobivenih rezultata primjenom tzv. zajedničkog faktora korekcije.

2.4.1.2. CGER pristup reduciranog oblika ravnotežnog realnog tečaja

CGER pristup reduciranog oblika ravnotežnog realnog tečaja (engl. *reduced-form equilibrium real exchange rate approach*, EREER) MMF počinje koristiti od 2003. godine, a kako bi ocijenio ravnotežni realni tečaj jedanaest razvijenih članica. Kao i u slučaju makroekonomske ravnoteže, pristup se sastojao od nekoliko koraka. Inicijalno, panel se regresijom ocjenjivao ravnotežni odnos (kointegracijska relacija) između realnog tečaja i skupa fundamenata (neto inozemna imovina, razlika u domaćem proizvodu po radniku između sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, uvjeti razmjene u području sirovina, potrošnja države, indeks trgovinskih ograničenja, udio administrativno reguliranih cijena u indeksu potrošačkih cijena te, ponekad, konstantni članovi karakteristični za pojedinu zemlju i/ili regiju), pri čemu su objasnidbene varijable bile mahom relativno definirane. U drugome su se koraku računala dva različita ravnotežna tečaja, prvi na način da su se koeficijenti iz ocijenjene kointegracijske relacije primjenjivali na tekuće vrijednosti fundamenata, a drugi na način da su se koeficijenti primjenjivali, za veći dio varijabli³⁰, na projicirane srednjoročne vrijednosti (preuzete iz MMF-ova *World Economic Outlook-a*). U posljednjem se koraku izravno računala prilagodba (razlika) realnog tečaja koja je potrebna da bi se zatvorio jaz između povijesnog realnog tečaja

²⁹ Uprosječivanje individualnih normi utežavalo se uvažavajući razlike u BDP-u.

³⁰ Razlike u proizvodnosti rada, stupnju trgovinske liberalizacije i udio administrativnih cijena interpolirali su se u budućnost (srednji rok) na način da se ponavljala zadnja povijesno opažena vrijednost.

i jednog od dva oblika procijenjenih ravnotežnih koncepata. Naposljetku, vrijedi istaknuti da ova metodologija MMF-a ima teorijsko uporište u već ranije opisanim pristupima bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja.

2.4.1.3. CGER pristup vanjske održivosti

CGER pristup vanjske održivosti (engl. *external sustainability approach*, ES) izvođenje ravnotežnog realnog tečaja temelji na odnosu između varijabli stanja (povezanih s neto međunarodnom investicijskom pozicijom), varijabli tokova (vezanih uz promjene na računu roba i usluga ili tekućem računu platne bilance) te povijesnog realnoga tečaja. Pristup se oslanja na ekonomsku logiku koja ističe da zemlje koje ostvaruju veće stope gospodarskog rasta mogu akumulirati veće manjkove na tekućem računu (ili u trgovinskoj bilanci), a da pritom ne pogoršavaju svoju neto inozemnu poziciju izraženu u postotku BDP-a. S druge strane, zemlje koje su suočene s visokom cijenom servisiranja svojih inozemnih dužničkih i vlasničkih obveza i/ili razmjerno niskim prihodima na svoju inozemnu imovinu, trebaju poboljšati trgovinske bilance ili salda tekućeg računa kako bi stabilizirale ili unaprijedile svoju relativnu neto inozemnu poziciju. Da bi ocijenio ravnotežni realni tečaj, pristup vanjske održivosti u prvome koraku nastoji utvrditi udio trgovinske bilance (ili tekućeg računa platne bilance) u BDP-u koji stabilizira neto inozemnu imovinu zemlje na uvriježenoj referentnoj ili priželjkivanoj razini. U drugome se koraku ovaj normativni koncept uspoređuje s trgovinskom bilancom ili saldonom tekućeg računa za kojeg se očekuje ili projicira da će najizglednije prevladati u narednom srednjoročnom razdoblju. U trećem se koraku izračunava prilagodba realnog tečaja potrebna da bi se poništio jaz između normativnog agregata (koji stabilizira neto inozemnu imovinu) i projiciranih veličina agregata. Cijeli se postupak dijelom oslanja na procjene elastičnosti izvoza i uvoza, potencijalne stope realnoga rasta, stope inflacije te eksplicitne (ili implicitne) stope povrata na inozemnu imovinu i inozemne obveze pojedine zemlje (Lee et al., 2008).

2.4.2. EBA metodologije MMF-a

Početakom 2012. godine u okviru Sektora za istraživanje MMF-a osnovana je skupina stručnjaka pod vodstvom Oliviera Blancharda i Jonathana Ostryja sa zadaćom da razvije nove pristupe za ocjene ravnotežnih realnih tečajeva i tekućih računa platne bilance te dodatno unaprijedi

njihovu multilateralnu konzistentnost (Phillips et al., 2013). Napori ove skupine stručnjaka urodit će novom metodologijom poznatom pod nazivom Metodologija za ocjenu vanjskog salda (engl. *External Balance Assessment*) ili, skraćeno, EBA metodologija. Metodologija iz 2012. godine poznata je u literaturi kao prvotna ili pilot EBA verzija, dok je tijekom 2013. godine razvijena EBA 2.0 inačica, koja ima nešto širi obuhvat ekonomskih politika kao regresora.

Tijekom 2015. godine EBA metodologija unaprijeđena je na način da omogućuje modeliranje i ocjenu nelinearnih učinaka demografskih varijabli na tekući račun (IMF, 2015). Značajnije promjene EBA metodologije uslijedile su tijekom 2018. godine, pri čemu korišteni koncepti obuhvaćaju šire razdoblje na kojima se temelji ocjena te koriste revidirane podatke MMF-a i projekcije demografskih kretanja UN-a (Cubeddu et al., 2019).

U nastavku su kratko opisana tri modela EBA metodologije iz 2018. godine, od kojih su dva normativne prirode (EBA model tekućeg računa i EBA model realnog tečaja), dok treći uključuje isključivo elemente pozitivne ekonomske analize (EBA pristup vanjske održivosti). Premda nova MMF-ova metodologija svoje izvorište ima u ranije razvijenim CGER konceptima, dva normativna EBA modela značajno se razlikuju od usporedivih CGER pristupa. Razlike se poglavito odnose na ulogu ekonomskih politika i njihovih distorzija obuhvaćenih EBA pristupima, te širi obuhvat varijabli (uključujući, između ostaloga, cikličke elemente i uvjete na globalnim tržištima kapitala). Usporedba EBA pristupa vanjske održivosti i istoimenog CGER koncepta upućuje na postojanje zamjetno manjih razlika.

2.4.2.1. EBA model tekućeg računa

Trenutno primjenjivi EBA model tekućeg računa dijeli varijable koje objašnjavaju tekući račun u tri skupine: (a) cikličke faktore (jaz domaćeg proizvoda i uvjeti razmjene za sirovine); (b) fundamente koji se dijele u dvije podskupine - makroekonomski fundamenti (neto inozemna imovina, domaći proizvod po zaposlenom, očekivana stopa rasta BDP-a za naredno petogodišnje razdoblje i status zemlje koja izdaje međunarodnu rezervnu valutu) i strukturni fundamenti (demografski pokazatelji, kvaliteta institucija i izvoz iscrpivih sirovina); te (c) varijable koje predstavljaju ekonomske politike (fiskalna politika, izdaci za javnu zdravstvenu skrb, intervencije na deviznom tržištu, financijske neumjerenosti i kapitalne kontrole) (Cubeddu et al., 2019).

Prvi korak EBA modela tekućeg računa (TR) odnosi se na ocjenu jednadžbe:

$$\frac{TR}{BDP} = \alpha + X^{cik} \beta^{cik} + X' \beta + P' \gamma + \varepsilon \quad (42)$$

gdje vektor X^{cik} predstavlja cikličke varijable, vektor X makroekonomske i strukturne fundamente, vektor P varijable politika, ε grešku relacije, a α , β^{cik} , β i γ pripadajuće koeficijente (Cubeddu et al., 2019). Regresija tekućeg računa počiva na panelu zemalja koji obuhvaća 49 zemalja, mahom razvijene članice Fonda i dio tržišta u nastajanju na koje se ukupno odnosi oko 90% globalnog bruto domaćeg proizvoda. Za razliku od CGER pristupa za ocjenu makroekonomskih neravnoteža, EBA model tekućeg računa počiva na godišnjim podacima što omogućuje ocjenu cikličkih faktora na dinamiku tekućeg računa te ne uključuje fiksne učinke, odnosno binarne varijable karakteristične za pojedinu zemlju. EBA model tekućeg računa oslanja se na skupnu generaliziranu metodu najmanjih kvadrata koja uključuje autoregresivne članove prvoga reda na razini čitavog panela kako bi se ekonometrijski ocijenila jednadžba (42). Zbog problema u ekonometrijskoj ocjeni³¹, neke od spomenutih varijabli i fundamenta uključeni su u regresiju s vremenskim pomakom³², neke kao instrumenti³³, dok se neke ne pojavljuju kao nezavisni regresori, već implicitno kroz interakciju s drugim uključenim fundamentima³⁴.

Panel ocjenu tekućeg računa analitičari Fonda izravno ne koriste kao osnovu za utvrđivanje jaza tekućeg računa pojedine zemlje, već jazu pristupaju normativno i slojevito. Blanchard i Milesi Ferretti (2009, 2011) primjerice ističu kako višak ili manjak tekućeg računa neke zemlje može dijelom odražavati cikličke faktore, domaće ili inozemne distorzije, pri čemu je u interesu zemlje da iste, u mjeri na koje iste mogu utjecati odluke domaćih nositelja ekonomske politike, budu smanjene ili uklonjene. Uz pomoć ocijenjenih koeficijenata (istaknutih akcentom ^) i poželjnih ili preporučenih vrijednosti varijabli ekonomskih politika, P^* , analitičari Fonda regresijom ocijenjeni tekući račun, \widehat{TR} , rastavljaju na tri cjeline (obuhvaćene zagrada) - ciklički prilagođenu normu tekućeg računa, cikličku komponentu i jaz ekonomskih politika:

³¹ Poglavitno problema endogenosti i obrnute uzročnosti.

³² Između ostalih, neto inozemna imovina, izdaci za zdravstvo i domaći proizvod po radniku.

³³ Primjerice, fiskalna politika je pretvorena u instrument uz pomoć specifičnih (BDP po stanovniku, jaz domaćeg proizvoda, tečajni režim pojedine zemlje) i globalnih faktora (godišnji rast i jaz svjetskog BDP-a, globalna nesklonost riziku).

³⁴ Primjerice, kapitalne kontrole predstavljene su višestrukom interakcijom između domaćeg proizvoda po radniku, globalne nesklonosti prema riziku, intervencija na deviznom tržištu i statusa zemlje koja izdaje međunarodnu rezervnu valutu.

$$\frac{TR}{BDP} = (\hat{\alpha} + X' \hat{\beta} + P'^* \hat{\gamma}) + (X^{cik'} \widehat{\beta}^{cik}) + (P - P^*)' \hat{\gamma} \quad (43)$$

pri čemu ciklički prilagođena norma tekućeg računa predstavlja saldo tekućeg računa koji je izveden iz povijesnih vrijednosti fundamenata pri priželjkivanoj razini ekonomskih politika te isključujući cikličke učinke; ciklička komponenta mjeri doprinos jaza domaćeg proizvoda i uvjeta razmjene projiciranom tekućem računu, a jaz ekonomskih politika pokazuje koliko odstupanje spomenutih varijabli od njihovih poželjnih ili preporučenih razina pridonosi ukupnom odstupanju projiciranog tekućeg računa od norme tekućeg računa (Cubeddu et al., 2019).

Uvažavajući jednadžbe (42) i (43), ciklički prilagođeni tekući račun ($TR^{cik.pr.}$) definiran kao:

$$\frac{TR^{cik.pr.}}{BDP} = \frac{TR}{BDP} - X^{cik'} \widehat{\beta}^{cik} \quad (44)$$

može se rastaviti na ciklički prilagođenu normu tekućeg računa i ukupan EBA jaz koji obuhvaća jaz ekonomskih politika i greške relacije:

$$\frac{TR^{cik.pr.}}{BDP} = \text{ciklički prilagođena norma TR} + \text{jaz ekonomskih politika} + \text{greške relacije} \quad (45)$$

pri čemu je važno imati na umu da ukupan jaz za pojedinu zemlju ne odražava samo nepovoljne devijacije ekonomskih politika te zemlje, već isto tako distorzije ekonomskih politika u ostalim panelom obuhvaćenim zemljama (Cubeddu et al., 2019).

Poželjne ili preporučene vrijednosti varijabli pod normativnim utjecajem analitičari Fonda određuju uzimajući u obzir ekonomsku teoriju i karakteristike pojedine zemlje. Pritom ne uzimaju u obzir priželjkivanu razinu tekućeg računa, već vrijednost/putanju kojoj bi trebala težiti pojedinačna varijabla pod utjecajem ekonomskih politika (u slučaju proračunskog salda, primjerice, to je održivi proračunski saldo i međugeneracijska jednakost u srednjem roku pri čemu je gospodarstvo pri punoj zaposlenosti).

U posljednjem koraku, Fond se bavi multilateralnom konzistentnošću EBA modela tekućeg računa. Naime ocijenjena pozitivna i negativna odstupanja tekućeg računa (koja uključuju normativne elemente) trebala bi za sve zemlje obuhvaćene panelom biti jednaka nuli. Kako bi

to postigao, Cubeddu et al. (2019) ističu kako MMF neznatno korigira norme tekućih računa i jazove ekonomskih politika pojedinih zemalja.³⁵

2.4.2.2. EBA modeli realnog tečaja

EBA modeli realnog efektivnog tečaja obuhvaćaju model kojim se ocjenjuje indeks realnog efektivnog tečaja (engl. *REER-Index*) i model kojim se ocjenjuje razina (engl. *REER-Level*) realnog efektivnog tečaja. Model indeksa realnog efektivnog tečaja usmjeren je na determinante indeksa koje su specifične za pojedinu zemlju i shodno tome u regresiji se velikim dijelom oslanja na fiksne učinke (Cubeddu et al., 2019). S druge strane, model razine realnog efektivnog tečaja nastoji ukazati na razlike u razinama realnog efektivnog tečaja između zemalja uključenih u panel te ukazati na moguća ustrajna odstupanja realnog efektivnog tečaja od ravnotežne putanje između zemalja. Model razine realnog efektivnog tečaja izvodi se u dva koraka. U prvome se koraku utvrđuju tečajevi koji korigiraju za kupovnu moć na način da se razina cijena u pojedinoj zemlji izračunava u odnosu na razinu cijena koja je prevladavala u Sjedinjenim Američkim Državama u baznoj godini, temeljem čega se, u drugome koraku, normiraju indeksi realnog efektivnog tečaja dobiveni prvim modelom.

Oba spomenuta modela nadovezuju se na EBA model tekućeg računa na način da zahvaćaju zajedničke podskupove varijabli korištenih u njemu, ali istovremeno uključuju i neke dodatne varijable (Cubeddu et al., 2019). Kao zajedničke varijable u oba modela realnog efektivnog tečaja pojavljuju se tako: uvjeti razmjene, neto inozemna imovina, domaći proizvod po radniku, očekivani rast realnog BDP-a u narednom petogodišnjem razdoblju, status zemlje koja izdaje međunarodnu rezervnu valutu, rast stanovništva, trgovinska otvorenost, udio administrativnih cijena u indeksu potrošačkih cijena, monetarna politika, izdaci za javnu zdravstvenu skrb, intervencije na deviznim tržištima, financijske neumjerenosti, kapitalne kontrole i globalna neizvjesnost prema riziku. Uz spomenute, model indeksa realnog efektivnog tečaja još dodatno obuhvaća jaz domaćeg proizvoda te udio domaćeg duga države u vlasništvu rezidenata, a model razine realnog efektivnog tečaja omjer kapitala i rada, stopu starosne ovisnosti, kvalitetu institucija i prihode od PDV-a.

³⁵ Kako su varijable već unaprijed relativno definirane, odnosno konstruirane u odnosu na ostale zemlje u panelu, takve su korekcije u pravilu vrlo blage.

Zbog problema povezanih s dostupnošću podataka, EBA modele realnog efektivnog tečaja MMF ocjenjuje panel regresijama za nešto kraći vremenski raspon i manji broj razvijenih zemalja u odnosu na raspon i broj ocijenjen EBA modelom tekućeg računa. U oba EBA modela realnog efektivnog tečaja većina ranije spomenutih objasnidbenih varijabli definirana je relativno, odnosno kao odstupanje pojedine zemlje u određenoj godini od ocijenjene veličine za vanjskotrgovinske partnere ili relevantnu regiju (ostatak svijeta) u istoj godini.³⁶

2.4.2.3. EBA pristup vanjske održivosti

EBA pristup vanjske održivosti (engl. *EBA external sustainability approach*) ocjenjuje održivost vanjske pozicije zemlje na način da uspoređuje relativan³⁷ saldo tekućeg računa platne bilance prognoziran u budućem srednjoročnom razdoblju s relativnim saldonom tekućeg računa koji stabilizira relativnu neto inozemnu imovinu zemlje na održivoj ili optimalnoj razini. Riječ je o razmjerno jednostavnom konceptu koji se ne temelji niti na regresijskoj analizi niti na ocjeni reduciranog modela, već u obzir uzima samo ocjene potencijalne stope realnog rasta zemlje i stope inflacije, stope povrata na inozemne obveze i imovinu te optimalne razine neto inozemne imovine. Pritom se održiva ili optimalna razina neto inozemne imovine određuje uvažavajući vrijednost koja je prevladavala u trenutku ocjene vanjske održivosti (vrijednost iz tekuće godine), dok se u slučaju zemalja s naglašeno negativnim ili pozitivnim vrijednostima neto inozemne imovine, kao i u slučaju zemalja izvoznica sirovina, optimalna razina određuje kao prosjek koji je prevladavao u većem broju zemalja relevantne regije (Cubeddu et al., 2019).

U metodološkom smislu, EBA pristup vanjske održivosti istovjetan je CGER pristupu vanjske održivosti te obuhvaća dva koraka. U prvome se koraku računa razina tekućeg računa koja stabilizira neto inozemnu imovinu, dok se u drugome koraku utvrđuje jaz tekućeg računa koji je izveden iz srednjoročnih (petogodišnjih) projekcija preuzetih iz publikacije *World Economic Outlook* Međunarodnog monetarnog fonda. U slučaju da je ocijenjeni jaz tekućeg računa blizu nuli, može se zaključiti da srednjoročne projekcije tekućeg računa stabiliziraju neto inozemnu poziciju, odnosno da su potrebne male promjene realnog tečaja koje rezultiraju srednjoročno

³⁶ Osim ako varijabla sama po sebi nije relativno definirana, kao što je to slučaj, primjerice, kod neto inozemne aktive.

³⁷ Izražen u postotku BDP-a.

održivom putanjom neto inozemne imovine. Ukoliko je ocijenjeni jaz tekućeg računa velik, on podrazumijeva potrebe za velikim promjenama realnog tečaja te neizravno pokazuje kako u narednom srednjoročnom razdoblju vrlo vjerojatno neće biti dosegnuta održiva putanja neto inozemne imovine. Pritom treba imati na umu da iako je jaz izveden iz EBA pristupa vanjske održivosti komplementaran jazovima određenim temeljem EBA regresijskih ocjena tekućeg računa i realnog tečaja, isti nisu izravno usporedivi jer EBA pristup vanjske održivosti ne uključuje doprinose jazova ekonomskih politika. Regresijom ocijenjeni jazovi tekućeg računa i realnog tečaja također u većoj mjeri odražavaju povijesne veličine, dok je jaz tekućeg računa ocijenjen EBA pristupom vanjske održivosti velikim dijelom usmjeren na srednjoročno projicirane vrijednosti.

2.4.3. EBA-lite metodologija MMF-a

EBA metodologija MMF-a značajno je unaprijedila multilateralno konzistentnu analizu vanjske pozicije i vanjske održivosti za razmjerno razvijene svjetske ekonomije (ukupno 49 zemalja). Za preostale zemlje (njih oko 140) MMF je nastavio primjenjivati CGER metodologije. U 2014. godini u Trogodišnjem izvješću o nadzoru Fonda (IMF, 2014a) po prvi se puta traži da se pokuša iznaći način da se nova EBA metodologija u prilagođenom obliku primijeni na što veći broj zemalja, pri čemu Akcijski plan izvršnih direktora Fonda iz iste godine (IMF, 2014b) daje preporuku za razvojem EBA-lite metodologije. U drugoj polovini 2014. počinje se tako primjenjivati EBA-lite metodologija za ocjenu tekućeg računa, a tijekom 2015. godine EBA-lite pristup za ocjenu realnog tečaja i EBA-lite pristup za ocjenu vanjske održivosti.

Glavne razlike između EBA i EBA-lite pristupa za ocjene tekućeg računa i realnog tečaja odnose se na isključivanje pojedinih varijabli korištenih u panel regresiji EBA metodologije (status međunarodne rezervne valute, uvjeti na globalnim tržištima kapitala, izdaci za zdravstvenu skrb) zbog nepostojećih ili podataka nedovoljne razine pouzdanosti, te uključivanje nekih varijabli koje nisu obuhvaćene EBA metodologijom (primjerice, međunarodne pomoći i doznaka iz inozemstva), pri čemu iste rezultiraju boljim regresijskim ocjenama za brojna tržišta u nastajanju ili zemlje s niskom razinom dohotka (IMF, 2016a). Neke varijable preuzete iz EBA metodologije i uključene u EBA-lite pristupe u konačnici se ne potvrđuju kao statistički značajne za širi obuhvat zemalja, pa se iste isključuju iz konačnih specifikacija panel regresija (u slučaju ocjene realnog tečaja, kao statistički nedovoljno

značajne se često izdvajaju srednjoročna projekcija rasta BDP-a i stopa rasta stanovništva). Tržišta u nastajanju i zemlje s niskom razinom dohotka nerijetko karakterizira srednjoročno neodrživa neto inozemna pozicija pa EBA-lite pristup za ocjenu vanjske održivosti razvija četiri različita scenarija za stabiliziranje (na trenutnoj razini) ili smanjivanje neto inozemnih obveza (na nižoj razini, ciljanoj razini ili razini koja je u skladu s EBA-lite izvedenom normom tekućeg računa) (IMF, 2016a).

Zbog brojnih ograničenja vezanih uz podatke, strukturnih i problema povezanih s kvalitetom institucija, MMF ističe da se rezultati EBA-lite pristupa ne smiju tumačiti mehanički, odnosno da konačne ocjene tekućeg računa, realnog tečaja i vanjske održivosti zemalja na koje se primjenjuje EBA-lite metodologija moraju uzeti u obzir i uvažiti sve dostupne informacije i kvalitativne ocjene drukčijih empirijskih pristupa. Kako niti uključivanje specifičnih faktora za pojedinu zemlju u EBA-lite pristupima ponekad ne omogućuje izvođenje suvislih ocjena, analitičari Fonda modelski ocijenjene koeficijente ponekad prilagođavaju za stupanj neizvjesnosti, privremene faktore, različite učinke objasnidbenih varijabli te za nedostajuće (u model neuključene) fundamente, što u konačnici rezultira širim rasponom prihvatljivog odstupanja tekućeg računa ili realnog tečaja (IMF, 2016a).

Kvalitativna klasifikacija odstupanja uobičajeno slijedi izričaj korišten u Izvješću o vanjskom sektoru MMF-a. Pritom se jaz tekućeg računa u rasponu od $\pm 1\%$ oko regresijski ocijenjenog smatra općenito konzistentnim s fundamentima i poželjnim ekonomskim politikama. Ukoliko se povijesni tekući račun nalazi unutar raspona od -1% do -2% ($+1\%$ do $+2\%$), ocjenjuje se kao blago slabiji (blago jači); u rasponu od -2% do -4% ($+2\%$ do $+4\%$) kao slabiji (jači), a ako ulazi u raspon veći (manji) od $+4\%$ (-4%) kao značajno slabiji (značajno jači) u usporedbi s ocjenom tekućeg računa koja je u skladu s fundamentima i poželjnim ekonomskim politikama. Za realni tečaj istovrsne kvalitativne ocjene prate šire definirani rasponi. Odstupanja unutar raspona od $\pm 5\%$ smatraju se općenito konzistentnim s realnim tečajem koji je u skladu s fundamentima i poželjnim ekonomskim politikama. Kvalifikacija blago slabiji odnosi se na raspon od $+5\%$ do $+10\%$; slabiji na raspon od $+10\%$ do $+20\%$, a značajno slabiji na odstupanja koja nadilaze $+20\%$ (vrijedi i obrnuto) (IMF, 2016a).

2.4.4. Revidirana EBA-lite metodologija MMF-a

Nakon nekoliko godina primjene i povratnih informacija članica MMF-a i ekonomskih analitičara Fonda koji prate ekonomska kretanja u tim zemljama, tijekom 2018. godine pristupilo se reviziji EBA-lite metodologije. Revizija se najvećim dijelom odnosila na proširivanje ekonomskih fundamenata i varijabli kojima se predstavljaju ekonomske politike u regresijama za ocjenu tekućeg računa i realnog efektivnog tečaja, pronalaženje regresijskim ocjenama alternativnih pristupa za ocjenu vanjske održivosti velikih izvoznika iscrpivih sirovina i, naposljetku, revidirani pristup za ocjenu vanjske održivosti visoko zaduženih gospodarstava (IMF, 2019a). Revidirana EBA-lite metodologija počinje se primjenjivati od jeseni 2018. godine te u konačnici obuhvaća tri modula: (1) regresijski modul za ocjenu tekućeg računa i realnog efektivnog tečaja u kojima su kao objasnidbene varijable dodane (u odnosu na raniju EBA-lite metodologiju) radničke doznake, međunarodne pomoći, varijable koje kontroliraju za prirodne katastrofe i oružane sukobe, izdaci za javno zdravstvo i financijske politike; (2) modul za ocjenu vanjske pozicije izvoznika iscrpivih sirovina koji uključuje dva ne-regresijska alternativna pristupa i (3) modul za ocjenu vanjske održivosti visoko zaduženih zemalja koji uključuje različite inicijalne pretpostavke te dodatnu, komplementarnu probabilističku ocjenu koja se zasniva na konceptima vjerojatnosti (IMF, 2019a).

3. REZULTATI DOSADAŠNJIH EMPIRIJSKIH OCJENA ODSTUPANJA OD RAVNOTEŽNIH KONCEPATA TEČAJA ZA HRVATSKU

U ovome dijelu doktorskog rada sažeto su opisani osnovni nalazi dosadašnjih empirijskih radova i izvješća Međunarodnog monetarnog fonda koji testiraju neki oblik ravnotežnog tečaja za Hrvatsku. Pregled radova započinje nalazima ekonometrijskih testiranja temeljenih na paritetu kupovne moći, nakon čega slijedi pregled ocjena realnog tečaja za Hrvatsku temeljen na konceptu fundamentalnog ravnotežnog tečaja, a potom ne-normativnim konceptima bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja. Na kraju cjeline istaknute su ocjene odstupanja realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku od raznolikih ravnotežnih koncepata koje je razvio MMF, pri čemu se nalazi do (uključujući) 2014. godinu temelje na pristupima CGER metodologije, a od 2015. godine na EBA-lite i, kasnije, revidiranoj EBA-lite metodologiji. Unutar svake spomenute kategorije prikazani su najnoviji, a potom manje recentni radovi/nalazi.

3.1. Odstupanja tečaja za Hrvatsku od ravnotežnog koncepta temeljenog na paritetu kupovne moći

Rezultati empirijskih ocjena nekog oblika pariteta kupovne moći za Hrvatsku raznoliki su, no prevladavaju nalazi koji ne pružaju dovoljno osnove da bi se prihvatila alternativna hipoteza o stacionarnosti grešaka kointegriranih vremenskih serija uključenih u jednadžbe/modele, a time i dugoročna valjanost pariteta. Kada je riječ o ocjenama temeljenim na vremenskim nizovima samo za Hrvatsku, potvrde pariteta u najvećem broju radova izostaju, dok su rezultati koji se odnose na analizu panela u koje je uključena i Hrvatska nešto povoljniji, odnosno dio njih potvrđuje dugoročnu valjanost teorije kupovne moći. Općenito govoreći, rezultati empirijskih istraživanja nisu iznenađujući obzirom na ključno ograničenje s kojim su se susreli gotovo svi autori koji se bave ocjenom pariteta kupovne moći za Hrvatsku, a to je kratkoća razdoblja za koje su dostupni podaci, što značajno umanjuje snagu testova jediničnih korijena za odbacivanje nulte hipoteze o slučajnom kretanju tečajeva. U nastavku su sažeto opisani osnovni nalazi individualnih empirijskih radova koji testiraju neki oblik pariteta za Hrvatsku.

Findreng (2014) u radu "Relativna kupovna moć i europska monetarna unija: Iskustva iz istočne Europe" empirijski ocjenjuje vrijedi li relativni paritet kupovne moći za skupinu zemalja istočne Europe (Albanija, Bugarska, Hrvatska, Makedonija, Rumunjska i Turska) kako bi u konačnici pokušao odgovoriti na pitanje jesu li i u kojoj mjeri njihovi ekonomski ciklusi usklađeni s poslovnim ciklusom Njemačke, a posljedično, vodeći se zasadama teorije optimalnih valutnih područja, procjenjuje njihovu spremnost za ulazak u monetarnu uniju. Potencijalno zadovoljenje (relativnog) pariteta kupovne moći Findreng (2014) poistovjećuje s činjenicom da realne tečajeve određuju približno isti ekonomski fundamenti, što pak znači da je zemlja sposobna ublažiti negativne učinke asimetričnih realnih šokova ne oslanjajući se na pomoć i podršku nacionalne monetarne politike. Na podacima koji obuhvaćaju razdoblje od siječnja 1999. do svibnja 2013. godine Findreng (2014) koristi tri metode za potvrdu pariteta kupovne moći koji se odnosi na realan tečaj u dugome roku. Prvi pristup oslanja se na prošireni Dickey-Fullerov test jediničnih korijena. Odbacivanje nulte hipoteze o postojanju jediničnog korijena podrazumijeva stacionarnost realnog tečaja, odnosno upućuje da je riječ o realnom tečaju koji se vraća svojoj srednjoj vrijednosti. Takvim pristupom nije potvrđen relativni paritet kupovne moći za Hrvatsku u dugome roku, a ocijenjeno razdoblje prilagodbe ravnotežnom realnom tečaju od 37,5 mjeseci autor ocjenjuje presporim za ulazak Hrvatske u monetarnu uniju. Pozivajući se na činjenicu da su razvijenija gospodarstva produktivnija u segmentu razmjenjivih dobara od zemalja koje im nastoje realno konvergirati, kao i činjenicu da je sektor razmjenjivih dobara tehnološki inovativniji od sektora nerazmjenjivih dobara, što utječe na dinamiku plaća i cijena između sektora i zemalja različitog stupnja razvijenosti (Harrod-Balassa-Samuelson učinak), Findreng (2014) u drugome pristupu primjenjuje prošireni Dickey-Fuller (ADF) test koji uključuje vremenski trend kojim modelira kretanje realnog tečaja uvjetovano različitim kretanjem cijena između analiziranih (parova) zemalja različitog stupnja ekonomske razvijenosti. Ovaj pristup pokazuje da se u slučaju Hrvatske može odbaciti nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena za realni tečaj temeljem ADF modela s uključenim vremenskim trendom te jednom, dvije i tri vremenski pomaknute vrijednosti pri razini signifikantnosti od 5%, a za model s četiri, pet i deset vremenski pomaknutih (lagiranih) vrijednosti pri razini signifikantnosti od 10%. Koristeći ovaj pristup, znatno se smanjuje i brzina prilagodbe, odnosno povratak ravnotežnom tečaju – u slučaju Hrvatske s više od tri godine u prvome pristupu na samo 5,1 mjesec u ADF modelu koji uključuje trend. Iako ovaj nalaz potvrđuje da realni tečaj između Hrvatske i Njemačke pogone isti ekonomski šokovi, Findreng (2014) zaključuje da dvije zemlje u budućnosti vjerojatno neće dijeliti iste putanje kada je riječ o inflaciji te da bi se Hrvatska trebala oslanjati na neovisnu monetarnu politiku sve dok ne

ostvari potvrdu stabilnog realnog pariteta kupovne moći temeljem modela koji isključuje vremenski trend. Spomenuti zaključak dodatno potkrepljuje činjenicom da u slučaju Hrvatske ne može potvrditi postojanje Harrod-Balassa-Samuelson učinka. Ne bi li testirao postojanje slabijeg oblika relativnog pariteta kupovne moći, Findreng (2014) se u trećem pristupu oslanja na Engle-Granger test za kointegraciju, međutim test proveden na vremenskim serijama nominalnog tečaja HRK/EUR (odnosno, za dio razdoblja, HRK/DEM) i cjenovnog diferencijala između Hrvatske i Njemačke pokazuje da iste nisu integrirane istoga stupnja što pak upućuje na nepostojanje slabijeg oblika pariteta kupovne moći.

Tkalec i Vizek (2011) u svome radu "Paritet kupovne moći u tranzicijskoj zemlji: Slučaj Hrvatske" također ocjenjuju vrijedi li teorija pariteta kupovne moći između Hrvatske i tada 12 zemalja europodručja u dugome roku te jesu li odstupanja od pariteta u slučaju Hrvatske simetrične ili asimetrične naravi. U radu se autorice oslanjaju na multivarijatni pristup, odnosno modeliraju bilateralni EUR/HRK tečaj kao funkcije opće razine cijena Hrvatske i europodručja. Testiranje kointegracije temelje na dva različita pristupa. Metodologijom koju je razvio Johansen (1988) najprije nastoje ocijeniti je li dugoročno i srednjoročno ponašanje tečaja EUR/HRK i cjenovnog diferencijala Hrvatske i europodručja simetrično. Drugi pristup slijedi metodologiju kointegracije praga, koju su razvili Enders i Siklos (2001), a koja se temelji na pretpostavci simetričnog diferencijala u dugome roku, no dopušta nelinearne prilagodbe u kratkome roku. Tkalec i Vizek (2011) ističu da su se nelinearne metode ocjene pokazale učinkovitijim u empirijskoj potvrdi postojanja pariteta kupovne moći, pri čemu poglavito naglašavaju nalaze do kojih su došli Bahmani-Oskooee i Hagerty (2009) koji izvore nelinearnosti objašnjavaju transakcijskim troškovima (koji mogu utjecati na nefleksibilnost cijena i tečajeva kada se nađu ispod određenog praga), asimetričnim reakcijama ekonomske politike (koje su, primjerice, učestalije i naglašenije kako se tečaj kao ciljane varijabla udaljava od zacrtanog cilja) i cjenovnom rigidnošću. Empirijska ocjena u radu Tkalec i Vizek (2011) temelji se na relevantnim sezonski prilagođenim i logaritmiranim vremenskim serijama koje obuhvaćaju razdoblje od siječnja 1996. do listopada 2010. godine. Rezultate dobivene Johansenovom metodom kointegracije Tkalec i Vizek (2011) prepoznaju kao dokaz postojanja apsolutnog pariteta kupovne moći u Hrvatskoj, odnosno ističu da je, oslanjajući se isključivo na spomenutu metodu, nominalan tečaj kune prema euru u skladu s relevantnim ekonomskim fundamentima (odnosno da je tečaj funkcija opće razine cijena u Hrvatskoj i cijena u europodručju). Tkalec i Vizek (2011) potom specificiraju tri vektorska modela korekcije pogreške za tečaj EUR/HRK, domaće i inozemne cijene, pri čemu svaki obuhvaća dva člana

korekcije pogreške. Prvi član korekcije pogreške Tkalec i Vizek (2011) tumače kao prilagodbu odstupanja od dugoročnog PPP-a, a drugi član kao učinke prijenosa tečaja na cijene. Dobiveni rezultati ovim pristupom upućuju da se u kratkome roku samo domaća opća razina cijena prilagođava kod odstupanja od dugoročnog apsolutnog PPP-a, pri čemu su u prosjeku potrebna 22 kalendarska mjeseca kako bi se odstupanja smanjila za polovicu (Tkalec i Vizek, 2011). Model korekcije pogreške za tečaj upućuje na inertnost (nedovoljnu fleksibilnost) tečaja u kratkome roku, dok model korekcije pogreške za domaće cijene upućuje na nepostojanje prijenosa kretanja nominalnog tečaja EUR/HRK na kretanje domaćih cijena. Tkalec i Vizek (2011) nisu pronašle dokaze koje bi potvrdile postojanje asimetričnosti (nelinearnosti) u slučaju Hrvatske.

Sonora i Tica (2010) u radu "Paritet kupovne moći u zemljama srednje i istočne Europe te zemljama bivše Jugoslavije nakon rata" nastoje ocijeniti povratak (konvergenciju) tečaja dugoročnoj ravnoteži predstavljenom paritetom kupovne moći tijekom razdoblja tranzicije za zemlje srednje i jugoistočne Europe. Kako je zbog kratkoće dostupnih vremenskih serija teško očekivati empirijsku potvrdu prilagodbe, odnosno približavanja realnog tečaja pojedine zemlje dugoročnoj ravnoteži predstavljenom paritetom kupovne moći, autori svoj rad temelje na panel analizi koja obuhvaća Češku, Mađarsku, Poljsku i Slovačku te dio zemalja bivše Jugoslavije (Hrvatsku, Makedoniju, Srbiju i Sloveniju). Sonora i Tica (2010) u analizi primjenjuju Lagrange multiplikator panel test jediničnih korijena, kojeg su razvili Im, Lee i Tieslau (2005), s dva uključena endogeno ocijenjena pomaka u razinama kojima autori rada jačaju snagu testa u razdoblju izraženih ekonomskih kolebljivosti (poglavito se to odnosi na aprecijacijske pritiske na realni tečaj te, u dijelu promatranih zemalja, izraženije cjenovne konvergenije, promjene u dugoročnoj proizvodnosti rada i povezanog Harrod-Balassa-Samuelson učinka) i institucionalnih promjena (procesе deregulacije i liberalizacije nekada planski reguliranih tržišta, promjene u tečajnim režimima, pristupanje Svjetskoj trgovinskoj organizaciji i Europskoj uniji). Rezultati provedene analize u panel modelu koji uključuje strukturne lomove upućuju na razmjerno snažnu potvrdu stacionarnosti realnih tečajeva, odnosno potvrdu sklonosti povratka realnog tečaja između četiri zemlje bivše Jugoslavije i Njemačke dugoročnom PPP-u, pri čemu je sužen panel ocijenjen za razdoblje od deset godina (od siječnja 1996. do prosinca 2006.). Nešto manje snažne dokaze o konvergenciji realnih tečajeva Sonora i Tica (2010) pronalaze kada je riječ o panelu koji obuhvaća svih osam spomenutih zemalja i ocijenjen je za duže, šesnaestogodišnje razdoblje (od siječnja 1990. do prosinca 2006. godine).

Tica (2006) u radu "Dugoročni test jediničnih korijena za paritet kupovne moći: Slučaj Hrvatske" ocjenu konvergencije realnog tečaja temelji na vremenskim serijama opće razine cijena i tečaja koje obuhvaćaju razmjerno dugo, pedesetjednogodišnje razdoblje (od 1952. do 2003.) uvažavajući nalaz u radu Frenkel (1986), vezan uz problem snage testa, koji govori da je potrebno najmanje 75 stacionarnih godišnjih podataka o realnim tečajevima kako bi test jediničnih korijena bio dovoljno snažan da odbaci nultu hipotezu o slučajnom kretanju realnih tečajeva s 50-postotnom vjerojatnošću. Baza podataka korištena u radu obuhvaća godišnje prosječne vrijednosti nominalnih tečajeva njemačke marke, američkog dolara i talijanske lire prema (za veći dio razdoblja izvedenoj) hrvatskoj kuni. Kako bi se konstruirali realni tečajevi, baza obuhvaća i prosječne vrijednosti indeksa potrošačkih cijena (odnosno raspoložive alternativne pokazatelje prije 1998. godine). Tica (2006) u radu, između ostaloga, ističe kako je obuhvaćeni horizont u slučaju Hrvatske (bivše Jugoslavije) izložen snažnim promjenama: do reformske 1965. federaciju republika karakterizira fiksni interni multilateralni tečaj i visok udio administrativno određenih cijena; razdoblje od 1965. do 1990. obilježeno je službenim fiksnim tečajem i zamjetnim ublažavanjem kontrole cijena; 1990. uspostavljena je interna konvertibilnost, a nakon osamostaljenja Hrvatske sustav upravljano fluktuirajućeg tečaja, koji se održao do kraja analizom obuhvaćenog razdoblja. Rezultati ocjene testova jediničnih korijena (specifikacije bez konstante i trenda, s konstantom te s konstantom i trendom) za tri realna tečaja kune upućuju da se može odbaciti nulta hipoteza, odnosno da su kolebanja realnih tečajeva kune u značajnom broju ocijenjenih specifikacija podložna procesu povratka aritmetičkoj sredini ili, drugim riječima, da se dugoročno kretanje realnih tečajeva kune može objasniti paritetom kupovne moći. Dinamiku kretanja realnih tečajeva Tica (2006) potom ocjenjuje u radu jednostavnim auto-regresivnim (AR) modelom, pri čemu su auto-regresivni koeficijenti s jednim pomakom unazad statistički signifikantni, a proces povratka dugoročnoj ravnoteži traje za Hrvatsku u prosjeku znatno kraće u usporedbi s istovrsnim pokazateljima za industrijalizirane zemlje (za realni tečaj kune prema njemačkoj marki/euru neznatno manje od jedne kalendarske godine). Tica (2006) naposljetku ističe kako nositelji ekonomske politike, poglavito u kontekstu pristupanja monetarnoj uniji, moraju biti upoznati i uvažavati nalaz da je kretanje realnih tečajeva kune u dugome roku ograničeno nekom od verzija pariteta kupovne moći.

Sideris (2006) u radu "Paritet kupovne moći u zemljama u tranziciji: Dokazi iz zemalja srednje i istočne Europe" testira paritet na skupu od 17 zemalja: tri baltičke zemlje, devet CEE zemalja (uključujući i Hrvatsku) te pet članica Zajednice neovisnih država (CIS). U prvome koraku

autor koristi vremenske serije kako bi testirao paritet kupovne moći u odnosu na SAD, a u drugome se koraku oslanja na napredne testove panel kointegracije. Prilikom testiranja slabog oblika PPP-a (proporcionalnosti koeficijenata ocijenjenog kointegracijskog vektora), vremenski obuhvat razlikuje se od zemlje do zemlje, a u slučaju Hrvatske obuhvaća razdoblje od prvog tromjesečja 1990. do prvog tromjesečja 2004. godine. Primjenom Johansenove tehnike multivarijatne kointegracije (Johansen, 1995) autor pronalazi dokaze za postojanje barem jednog kointegracijskog vektora u dvanaest promatranih zemalja, pri čemu je Hrvatska u skupini od pet zemalja za koje takvih dokaza nema. Primjenom Larssonovog panel kointegracijskog testa (Larsson, Lyhagen i Lothgren, 2001), na zajedničkom vremenskom obuhvatu od prvog tromjesečja 1995. do prvog tromjesečja 2004., Sideris (2006) pronalazi dokaze o postojanju jednog zajedničkog kointegracijskog vektora te nastavlja s testiranjem strogog (simetričnost koeficijenata ocijenjenog kointegracijskog vektora) i slabog oblika pariteta kupovne moći. Koeficijenti dobiveni testiranjem narušavaju načelo simetričnosti i proporcionalnosti, čime su odbačene hipoteze o postojanju nekog od oblika PPP-a kao dugoročne ravnoteže tečajeva u panelu uključenih zemalja.

Egert (2004b) u radu "Ravnotežni tečajevi u jugoistočnoj Europi, Rusiji, Ukrajini i Turskoj: Zdravi ili nagriženi (nizozemskom) bolešću?" koristi nekoliko specifikacija ocjene realnog ravnotežnog tečaja u dugom, srednjem i kratkome roku. Kada je riječ o dugome roku, autor analizira odstupanja od ravnoteže predstavljene apsolutnim oblikom pariteta kupovne moći. Rezultati za dugi rok upućuju da realni tečajevi domaće valute svih analizom obuhvaćenih zemalja (Bugarska, Rumunjska, Rusija, Ukrajina, Turska i Hrvatska) u odnosu na njemačku marku (kasnije euro) odstupaju od dugoročne ravnoteže (PPP-a), odnosno da su konstantno podcijenjeni. Slika 2. u spomenutom radu (Egert, 2004b) prikazuje ocijenjena odstupanja od pariteta kupovne moći u 1993., 1996., 1999., 2002. i 2003. godini iz kojih je razvidno da je podcijenjenost realnog tečaja kune u odnosu na euro najmanja u usporedbi s realnim tečajevima ostalih uključenih zemalja te da je kolebljivost odstupanja u slučaju Hrvatske također najmanje izražena. Analizirajući faktore koji određuju kretanje realnog tečaja u različitim (pod)razdobljima ukupno raspoloživog skupa podataka (od 1993. do 2003.), autor postupno razvija specifikacije koje kao objasnidbene varijable obuhvaćaju proizvodnost rada, neto inozemnu imovinu, stupanj otvorenosti u međunarodnoj trgovini, javni dug i proračunske rashode. U slučaju vremenskih serija koje se odnose samo na Hrvatsku, Egert (2004b) nije mogao potvrditi postojanje kointegracije, dok rezultati panela, koji uz Hrvatsku uključuje i preostalih pet zemalja, ukazuju na suprotan zaključak. Ocjenjujući ukupno odstupanje

ostvarenog realnog efektivnog tečaja od modelom izvedenog ravnotežnog realnog efektivnog tečaja (u slučaju Hrvatske izveden samo iz panela), Egert (2004b) ocjenjuje kako se u razdoblju od 1994. do 2003. precijenjenost i podcijenjenost realnog efektivnog tečaja kune kretala u relativno uskome rasponu od približno $\pm 5\%$.

Payne, Lee i Hofler (2005) u svome radu "Paritet kupovne moći: Nalazi za tranzicijsku zemlju" za ocjenu stacionarnosti realnog efektivnog tečaja Hrvatske, vodeći se metodologijom koju su razvili Lee i Strazicich (2004, 2003), primjenjuju Lagrange multiplikator test koji uključuje maksimalno dva endogeno identificirana strukturna loma. Realni efektivni tečajevi za Hrvatsku izvedeni su i temeljem cijena na malo i temeljem cijena pri proizvođačima. Modelom je obuhvaćeno razdoblje od siječnja 1992. do listopada 1999. godine, a strukturni lomovi identificirani u posljednjim tromjesečjima 1992. (napuštanje režima fiksnog režima tečaja) i 1993. (antiinflacijski program). Iako testiraju nekoliko specifikacija (s jednim i s dva uključena strukturna loma), Payne, Lee i Hofler (2005) ne nailaze na dokaze koji bi upućivali da u slučaju Hrvatske vrijedi paritet kupovne moći. Nemogućnost empirijske potvrde stacionarnosti realnog efektivnog tečaja autori povezuju s činjenicom da je Hrvatska napravila određene pozitivne pomake prema tržišnoj ekonomiji te da je, kao i druge tranzicijske zemlje, podložna rastu proizvodnosti rada i realnih plaća što je utjecalo na realnu aprecijaciju tečaja u promatranome razdoblju.

Pufnik (1996) u radu "Paritet kupovne moći kao dugoročni ravnotežni uvjet: Kointegracijski test u slučaju Hrvatske (1991.-1996.)" nastoji ocijeniti vrijedi li u slučaju Hrvatske u dugome roku verzija apsolutnog pariteta kupovne moći (slabiji oblik koji uključuje mogućnost pogrešaka u mjerenju cijena i uvažava postojanje transportnih troškova). U specifikacije pariteta autorica uključuje nominalne bilateralne tečajeve njemačke marke, američkog dolara i talijanske lire te mjesečne serije domaćih i relevantnih inozemnih cijena na malo. Osnovno ograničenje analize koju je provela Pufnik (1996) vrlo je kratko analizirano vremensko razdoblje (od prosinca 1991. do rujna 1996. godine), izloženo naglašenim institucionalnim i ekonomskim šokovima, pa ne iznenađuje rezultat da varijable uključene u specifikacije nisu kointegrirane, odnosno da nije potvrđena slabija verzija pariteta kupovne moći za Hrvatsku.

3.2. Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ocijenjenog fundamentalnog ravnotežnog tečaja

Najveću dodanu vrijednost empirijske ocjene fundamentalnog ravnotežnog tečaja za Hrvatsku moguće je pronaći u radovima Comunale (2015a), Svilokos i Tolić (2014) te Spajić (2009). Pritom Comunale (2015a) i Spajić (2009) procjenjuju srednjoročnu ravnotežu ili normu tekućeg računa na panel podacima, pri čemu se prvi rad oslanja na vremenske serije za 11 zemalja srednje i istočne Europe kroz osamnaestogodišnje razdoblje, a drugi na skup od 6 zemalja kroz zamjetno kraće, petogodišnje razdoblje. Ocijenjene norme tekućeg računa za Hrvatsku razmjerno su visoke u oba rada. Spajić (2009) zaključuje da je realni tečaj kune u 2006. i 2007. godini bio precijenjen, što potvrđuje i nalaz Comunale (2015a) da se najizraženiji jazovi tekućeg računa odnose na posljednju pred-kriznu godinu, dok se u razdoblju od 2010. do 2012. odstupanja od norme tekućeg računa i ravnotežnog realnog tečaja smanjuju. Svilokos i Tolić (2014) fundamentalni ravnotežni realni tečaj Hrvatske izvode oslanjajući se na vektorski autoregresivni model i Johansenove testove kointegracije, pri čemu nalazi njihova rada upućuju na postojanje prvotnog razdoblja podcijenjenosti povijesnog realnog efektivnog tečaja Hrvatske (razdoblje od 2000. do, uključujući, 2007. godinu) koje slijedi razdoblje precijenjenosti (od 2008. do, uključujući, 3. tr. 2013. godine). Pritom oba razdoblja karakteriziraju vrlo blaga odstupanja povijesnog tečaja od ocijenjenog FEER ravnotežnog koncepta. Ostali empirijski radovi koji se bave ovom problematikom i u čijem je fokusu (i) Hrvatska ili nisu u metodološkom i ekonometrijskom pristupu u potpunosti dorađeni ili korištene vremenske serije obuhvaćaju prekratko razdoblje da bi se izvedene norme mogle okarakterizirati kao srednjoročna ravnoteža.

Comunale (2015a) u radu "Tekući račun i neusklađenosti realnih efektivnih tečajeva u EU zemljama srednje Europe: Novi osvrt temeljen na pristupu makroekonomske ravnoteže" polazište u ocjeni ravnotežnog tečaja pronalazi u jednom od CGER pristupa Međunarodnog monetarnog fonda. Izrijeком, autorica koristi pristup makroekonomske ravnoteže kako bi izvela normu ili srednjoročni ravnotežni koncept tekućeg računa. Ista je izvedena kao umnožak koeficijenta fundamentalnih odrednica tekućeg računa i njihovih sedmogodišnjih projiciranih vrijednosti preuzetih iz *World Economic Outlook*-a. Kao ključne odrednice tekućeg računa, vodeći se pristupom detaljno opisanim u radu Lee et al. (2008), Comunale (2015a) koristi proračunski saldo, stopu ovisnosti starijeg stanovništva, rast populacije, početno stanje neto inozemne imovine, saldo u razmjeni naftom, rast BDP-a po stanovniku te BDP po stanovniku

u PPP terminima promatrane zemlje u usporedbi sa SAD-om. Uz spomenute odrednice, u neke specifikacije autorica uključuje i inozemna izravna ulaganja, vodeći se pristupima razvijenim u radovima Medina, Prat i Thomas (2010) i Rahman (2008). Neusklađenost ili jaz tekućeg računa autorica izvodi kao razliku između norme tekućeg računa i projicirane srednjoročne vrijednosti tekućeg računa. Neusklađenost realnog efektivnog tečaja Comunale (2015a) izvodi dijeljenjem jaza tekućeg računa s koeficijentom elastičnosti tekućeg računa, a, naposljetku, fundamentalni ravnotežni tečaj (FEER) kao razliku ostvarenog realnog efektivnog tečaja i njegova izvedenog odstupanja. U empirijskoj analizi oslanja se na panel sastavljen od 11 novih članica Europske unije za razdoblje od 1994. do 2012. godine (za ostvarenja u 2012. godini posljednja projicirana vrijednost odnosi se na 2019. godinu), u statičkom i dinamičkom obliku, pri čemu kontrolira za među-sektorsku zavisnost, ulogu tečajnih režima, kapitalnih tokova i globalnih faktora (Comunale, 2015a). U neke od specifikacija autorica uvodi i binarne indikator varijable kojima kontrolira za strukturni lom u podacima (pred i post-krizno razdoblje) i za razlike u tečajnim režimima. Rezultati provedenih ekonometrijskih ocjena kao ključne odrednice tekućeg računa prepoznaju inozemne tokove kapitala, saldo u razmjeni naftom te rast relativnog BDP-a. Najizraženiji jazovi tekućeg računa odnose se na posljednju pred-kriznu godinu, dok se u razdoblju od 2010. do 2012., neovisno o tome koji tečajni režim zemlja primjenjuje, isti smanjuju (za dio zemalja obuhvaćenih panelom platno-bilančne pozicije u 2012. vrlo su blizu ravnotežnim vrijednostima). Specifikacije koje uključuju inozemna izravna ulaganja upućuju da su neusklađenosti tekućih računa uglavnom naglašenije u pred-kriznom, a manje izražene u post-kriznom razdoblju. Odstupanja realnih efektivnih tečajeva slijede kretanja jazova na tekućem računu. Precijenjenost realnih efektivnih tečajeva (cjenovna konkurentnost niža u odnosu na ocijenjenu ravnotežnu vrijednost) najizraženija je tako tijekom 2007., nakon čega približavanje ravnoteži tekućih računa ublažava magnitude REER neusklađenosti. Kada je riječ o rezultatima za Hrvatsku, njene ocijenjene (negativne) norme tekućeg računa razmjerno su visoke unutar panelom obuhvaćenih zemalja (izraženo udjelom u BDP-u, $-4,41\%$ bez i $-3,39\%$ s uključenim FDI-jem za 2012., odnosno $-3,24\%$ bez i $1,36\%$ s uključenim FDI-jem u 2007. godini), pri čemu je Hrvatska u 2012. ostvarila tek djelomično uravnoteženje tekućeg računa (Comunale, 2015a). Iako zemlje s (*de facto*) fiksnim tečajnim režimima (Hrvatska je u radu uključena u tu skupinu) u pravilu bilježe veća odstupanja ili neusklađenosti od onih s fluktuirajućim tečajevima, Comunale (2015a) ističe da su odstupanja tekućeg računa i REER-a za Hrvatsku manja od ostalih zemalja koje primjenjuju isti tečajni režim.

Svilokos i Tolić (2014) u radu pod naslovom "Utječe li tečaj koji odstupa od ravnotežnog koncepta na ekonomski rast? – Iskustvo Hrvatske" nastoje ocijeniti odstupanje realnog efektivnog tečaja Hrvatske od ravnotežnog koncepta kako bi u konačnici odgovorili na pitanje utječu li dispariteti i u kojoj mjeri na realan ekonomski rast. Kako bi odgovorili na prvotno pitanje, Svilokos i Tolić (2014) se fokusiraju na koncept fundamentalnog³⁸ ravnotežnog tečaja (FEER) pri čemu dinamiku povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku nastoje objasniti slijedećim ekonomskim fundamentima: (a) relativnom razlikom u proizvodnosti rada (koju mjere omjerom bruto domaćeg proizvoda po stanovniku za Hrvatsku te BDP-a po stanovniku glavnih hrvatskih vanjskotrgovinskih partnera odnosno uteženim prosjekom spomenutog pokazatelja za Italiju, Njemačku, Austriju i Sloveniju), (b) neto inozemnom aktivom Hrvatske, (c) uvjetima razmjene za Hrvatsku (izračunatim kao omjer indeksa izvoznih cijena i indeksa uvoznih cijena) i (d) potrošnjom države u Hrvatskoj (izraženoj u postotku BDP-a). Empirijsku ocjenu FEER-a autori temelje na vektorskom autoregresivnom modelu i Johansenovim testovima kointegracije, pri čemu analizirano razdoblje obuhvaća 55 tromjesečnih opažanja (od 1. tr. 2000. do 3. tr. 2013. godine). Rezultati provedene analize potvrđuju postojanje jedne kointegracijske relacije između realnog efektivnog tečaja Hrvatske i spomenutih fundamenata, pri čemu je ocijenjeni koeficijent uz razlike u proizvodnosti rada (PD) i neto inozemnu imovinu (NFA) negativan, a uz uvjete razmjene (TOT) i državnu potrošnju (GC) pozitivan. Dinamiku VAR modela poglavito određuju dugoročni koeficijenti uz TOT i PD (i konstanta), dok su vrijednosti dugoročnih koeficijenata uz NFA i GC vrlo mali. Nakon empirijskog izvođenja FEER-a, Svilokos i Tolić (2014) računaju odstupanja od ravnotežnog koncepta, pri čemu njihovi nalazi upućuju na postojanje dva karakteristična razdoblja: (i) prvo, od 1. tr. 2001. do 4. tr. 2007. godine, u kojem je realni efektivni tečaj za Hrvatsku podcijenjen (povijesna opažanja veća su od ocijenjenog FEER-a), i (ii) drugo, od 1. tr. 2008. do 3. tr. 2013., u kojem je realni efektivni tečaj za Hrvatsku precijenjen (povijesna opažanja manja su od ocijenjenog FEER-a). Pritom su ocijenjene magnitude odstupanja u oba razdoblja vrlo blage - prosječna razina podcijenjenosti u prvome intervalu tako iznosi 0,44%, a najveće pozitivno odstupanje 0,86% (ostvareno u 4. tr. 2003.), dok u drugome intervalu prosječna razina precijenjenosti u odnosu na FEER iznosi 0,58%, a najizraženije negativno odstupanje, zabilježeno u 3. tr. 2013. godine, iznosi -1,13% (Svilokos i Tolić, 2014). U nastavku rada autori, primjenjujući Grangerov test uzročnosti, nisu uspjeli potvrditi istraživačku hipotezu da odstupanja realnog

³⁸ Iako ravnotežni koncept autor i autorica nazivaju fundamentalnim ravnotežnim tečajem, teorijska i metodološka polazišta pristupa koji koriste vrlo su bliska bihevioralnom ravnotežnom konceptu.

efektivnog tečaja Hrvatske od FEER ravnotežnog koncepta utječu na dinamiku realnog ekonomskog rasta, pri čemu drže da je takav nalaz možebitno posljedica kratkoće (malog broja tromjesečnih opažanja) intervala podcijenjenosti i intervala precijenjenosti te vrlo blagih odstupanja povijesnog tečaja od ocijenjenog FEER-a.

Spajić (2009) u pripravnikom radu "Procjena ravnotežnog realnog tečaja za Hrvatsku" ravnotežni tečaj izvodi iz dvojakog teorijskog pristupa platnoj bilanci, jednog koji tekući račun promatra u kontekstu odnosa štednje i investicija (iz kojeg izvodi srednjoročnu ravnotežu, odnosno normu tekućeg računa), i drugog, koji saldo tekućih transakcija aproksimira neto izvozom roba i usluga (iz kojeg, proširivanjem modela, izvodi trend saldo tekućeg računa). Kako bi izvela srednjoročni ravnotežni saldo (normu) tekućeg računa, odnosno ravnotežni odnos štednje i investicija koji isključuje kratkoročne šokove, autorica slijedi pristup koji je razvio Masson (1998) te na godišnjim podacima ocjenjuje panel u koji je uključeno šest zemalja (Bugarska, Češka, Hrvatska, Latvija, Poljska i Slovenija). Kao nezavisne varijable Spajić (2009) koristi: dohodak po stanovniku, proračunski saldo, udio poreza u ukupnom BDP-u i jaz domaćeg proizvoda. Rezultat panel regresije upućuje da se prosječna razina (norma) održivog manjka na tekućem računu u razdoblju od 2003. do 2007. godine za Hrvatsku kretala oko 6% BDP-a. Trend tekući račun autorica procjenjuje modelom trgovinskih tokova, slijedeći metodologiju koju su razvili Wren-Lewis i Driver (1998). Dohodovne i cjenovne elastičnosti izvoza i uvoza robe i usluga Spajić (2009) ocjenjuje modelom korekcije pogreške, a iz njih dobivene greške relacije, koje se odnose na kretanja trgovinskih tokova koji se ne mogu objasniti promjenama u potražnji i konkurentnosti, zasebno modelira kao trend s konstantom. Iz ocijenjenih elastičnosti, koeficijenta trenda i konstante autorica u konačnici izvodi trend saldo trgovinske bilance. Kako bi izvela trend saldo čitavog tekućeg računa, Spajić (2009) trgovinsku specifikaciju proširuje neto primarnim dohocima (kretanja neto dividendi i zadržane dobiti te neto plaćenih kamata u modelu ovise o odstupanjima stvarnog i ravnotežnog tečaja) i sekundarnim dohocima (tekući transferi uključeni su u model kao jednostavan eksponencijalni trend s konstantom). Uspoređujući srednjoročnu normu i trend saldo tekućeg računa, autorica u konačnici izvodi fundamentalni ravnotežni realni tečaj za Hrvatsku u razdoblju od 2003. do 2007. godine. Uzimajući u obzir interval pouzdanosti od $\pm 10\%$, rezultati pokazuju da je realni tečaj kune prema euru u 2004. bio podcijenjen, a u 2006. i 2007. precijenjen u odnosu na srednjoročno održivu razinu. Naglašavajući nalaze u Isard i Musa (1998) da u stvarnosti ne postoji potpuna konzistentnost dualnog pristupa tekućem računu, da korišteni model ne predviđa povratnu interakciju između FEER-a i salda na tekućem računu te da stabilnost FEER

pristupa može biti ozbiljno narušena u uvjetima promjene strukturnih varijabli do kojih može doći u budućnosti, Spajić (2009) ističe da se dobivene procjene ravnotežnog realnog tečaja ne smiju sagledavati kao preporuke o ciljanoj razini realnoga ili nominalnog tečaja, već da isti isključivo upućuju na smjer otklona od izvedenog ravnotežnog koncepta.

Gattin Turkalj (2005) u preliminarnoj verziji rada "Ocjene fundamentalnog ravnotežnog tečaja kune", slijedeći pristup koji je razvio Williamson (1994), aproksimira platnu bilancu tokovima na računa roba i usluga te ocjenjuje različite specifikacije jednadžbi izvoza i uvoza robe koristeći (u konačnici) kao objasnidbene varijable: bruto domaći proizvod Hrvatske, inozemnu potražnju za hrvatskim uvozom (koju aproksimira potražnjom tadašnjih 25 članica Europske unije na koje se odnosi dvije trećine hrvatskog izvoza) i realni efektivni tečaj kune (prema euru, američkome dolaru, funti sterlinga, švicarskome franku i slovenskom tolaru, deflacionirano indeksom cijena pri proizvođačima) na podacima od drugog tromjesečja 1994. do četvrtog tromjesečja 2004. Kako bi izvela ravnotežni fundamentalni tečaj, normu ili srednjoročnu ravnotežu trgovinske bilance Gattin Turkalj (2005) izvodi uz pomoć trenda (Hodrick-Prescott filtriranjem trgovinske bilance koju dijeli s HP filtriranim BDP-om), u drugom slučaju pretpostavljajući da je norma trgovinske bilance jednaka nuli, a u trećem slučaju da odgovara saldu od $-6,5\%$ BDP-a (što je ekvivalentno normi ukupnog tekućeg računa od $-4,5\%$ BDP-a). Preliminarna verzija rada Gattin Turkalj (2005) ne nudi kvantifikacije odstupanja u odnosu na spomenute norme, ali se, temeljem grafičkog prikaza normi i ostvarenog tečaja, može zaključiti da je realni efektivni tečaj kune u 1999. i 2000. godini bio podcijenjen, a od 2001. do kraja 2004. precijenjen (što autorica poglavito povezuje sa slabljenjem američkog dolara prema euru, a time i kuni).

Šonje (1995) u radu "Utjecaj promjenjive rigidnosti cijena na ravnotežni nominalni tečaj hrvatske kune" propituje valjanost pretpostavke o stabilnom odnosu između tečaja i cijena tijekom 1993. i 1994. godine. Naime, na istu se pretpostavku oslanja Anušić (1994) u svojoj jednadžbi za ocjenu inflacije, a kako bi u konačnici izračunao ravnotežni nominalni tečaj kune prema njemačkoj marki. Šonje (1995), s druge strane, ističe da je veza između tečaja i cijena u promatranome razdoblju bila izrazito nestabilna - nominalna kamatna stopa (uz egzogene šokove ponude i potražnje) bila je ključna odrednica inflacije u Hrvatskoj do početka 1993., u 1993. godini tu ulogu preuzima tečaj, pri čemu od 1994. intenzitet veze između tečaja i cijena slabi zbog rigidnosti (prestanaka pada) relativnih cijena javnoga sektora. Šonje (1995) stoga ponovno ocjenjuje jednadžbu inflacije za uže vremensko razdoblje (od siječnja do listopada

1994.) za koje drži da je obilježeno relevantnom i stabilnom vezom između tečaja i cijena, što rezultira zamjetno nižom vrijednosti parametra uz tečaj u jednadžbi inflacije u odnosu na parametar koji je izračunao Anušić (1994). Uvažavajući tu činjenicu, Šonje (1995) pokazuje kako bi kontinuirana deprecijacija od 5% mjesečno (treća simulacija u radu) rezultirala nižom mjesečnom stopom deflacije (2,9% naprama 3,9% ocijenjenih u Anušićevu radu) i višom razinom ravnotežnog nominalnog tečaja kune prema njemačkoj marki (3,1 kune za jednu njemačku marku u odnosu na 2,5 kune za jednu njemačku marku u Anušićevu radu).

Anušić (1994) u radu "Ekonometrijska ocjena osnovnog ravnotežnog tečaja hrvatske kune", slijedeći pristupe koje su razvili Williamson (1983), Barrell i Wren (1989) te Church (1992), prezentira prvu simulaciju ravnotežnog (realnog efektivnog i nominalnog) tečaja kune, pri čemu ravnotežni tečaj definira kao razinu uz koju su međunarodne pričuve Hrvatske stabilne u dužem razdoblju. Kako bi ocijenio ravnotežnu razinu tečaja, autor razvija sustav koji se sastoji od dvije jednadžbe. Prva, ocijenjena na podacima od studenog 1993. do travnja 1994., pokazuje da su neto otkupi deviza poslovnih banaka u Hrvatskoj od pravnih i fizičkih osoba funkcija realnog efektivnog tečaja kune (iz čega računa ravnotežnu vrijednost indeksa realnog efektivnog tečaja, odnosno vrijednost za koju su neto devizni otkupi jednaki nuli). Drugom jednadžbom, ocijenjenom na podacima od siječnja 1992. do travnja 1994., Anušić (1994) modelira inflaciju pri čemu kao objasnidbene varijable koristi stopu promjene indeksa nominalnog efektivnog tečaja kune, prosječnu kamatnu stopu na kratkoročne kredite pet najvećih banaka u Hrvatskoj te dvije binarne varijable.³⁹ Jednom binarnom varijablom kontrolira za nestabilan utjecaj stope nominalne deprecijacije na stopu inflacije (u radu poprima vrijednost nula do ožujka 1993., a potom vrijednost jedan), a drugom za učinak objave antiinflacijskog programa (vrijednost jedan samo u listopadu 1993.). Anušić (1994) potom simulira kratkoročne utjecaje različitih politika nominalnog tečaja (održavanje režima fiksnog tečaja, nominalna aprecijacija od 3% mjesečno i nominalna aprecijacija od 5% mjesečno) i aktivne kamatne stope iz travnja 1994. na domaću inflaciju, realni efektivni tečaj i saldo deviznog poslovanja poslovnih banaka za razdoblje od svibnja do prosinca 1994. godine. Rezultati treće simulacije, koja pretpostavlja sukcesivnu 5%-tnu mjesečnu nominalnu aprecijaciju kako bi se eliminirao pozitivan saldo deviznog poslovanja banaka s pravnim i

³⁹ Obzirom na mali broj opažanja koji su uključeni u sustav (u slučaju prve jednadžbe, svega 6 mjesečnih opažanja), ostaje otvoreno pitanje u kojoj se mjeri ovaj pristup uistinu može poistovjetiti sa srednjoročnom normom ili ravnotežom na kojoj počiva koncept fundamentalnog ravnotežnog tečaja.

fizičkim osobama do kraja prosinca 1994., pokazuju da bi ova politika polučila mjesečnu deflaciju od 3,9% te mjesečnu realnu stopu aprecijacije od 0,87% (Anušić, 1994). To pak upućuje da je osnovni ravnotežni tečaj niži (podcijenjen) za oko 4,5 indeksnih bodova u odnosu na ostvarenje realnog efektivnog tečaja iz travnja 1994., odnosno da dostizanje ravnotežnog efektivnog tečaja podrazumijeva realnu aprecijaciju kune od oko 8% (Anušić, 1994). Ocijenjeni ravnotežni nominalni tečaj iznosi oko 2,5 kune za jednu njemačku marku, a budući da su domaće cijene, zbog izraženog fenomena indeksacije, snažno vezane na nominalni tečaj, Anušić (1994) ističe da realna aprecijacija može biti ostvarena samo kroz iznimno snažnu nominalnu aprecijaciju tečaja kune prema njemačkoj marki (za preko 30%).

3.3. Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ocijenjenog bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja

Empirijska ocjena bihevioralnog (ili permanentnog) ravnotežnog tečaja za Hrvatsku predmet je četiri istraživačka rada. Kao ekonomski fundamenti koji određuju dugoročno kretanje realnoga tečaja kune u većini radova prepoznati su: omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, uvjeti razmjene i neto inozemna imovina. Pored spomenutih zajedničkih odrednica, kao varijable koriste se još: trgovinska bilanca, kumulativan tekući račun, realni bruto domaći proizvod i državna potrošnja u odnosu na trgovinske partnere, te razlike između kamatnih stopa. U većini radova ističe se da realni tečaj kune ne odstupa značajno od ravnotežnog koncepta (BEER ili PEER) te da se razmjerno učestalo vraća ravnoteži. Kada je riječ o smjeru odstupanja, dva recentna rada, čijom je analizom obuhvaćeno i post-krizno razdoblje, ističu da je od 2008. realni (efektivni) tečaj kune viši (precijenjen) u odnosu na permanentni ravnotežni koncept.

Deskar Škrbić (2017) u blogu pod naslovom "Je li kuna stvarno precijenjena?" analizira odrednice ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja kako bi u konačnici odgovorio na pitanje je li spomenuti realni tečaj ustrajno i značajno podcijenjen ili precijenjen. Autor se u ocjeni ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja oslanja većim dijelom na teorijski i metodološki pristup bihevioralnog realnog tečaja, pri čemu kao varijable koje potencijalno određuju dinamiku realnog tečaja u srednjem roku inicijalno razmatra: (a) uvjete razmjene (izračunate kao omjer deflatora izvoznih i uvoznih proizvoda), (b) omjer cijena sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (izračunat kao omjer deflatora u sektorima razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, a slijedeći sektorsku klasifikaciju OECD-a), (c) neto

inozemnu investicijsku poziciju, (d) priljev inozemnih izravnih ulaganja u Hrvatsku (izražen u postotku BDP-a), (e) pomični prosjek salda državnog proračuna Hrvatske (izražen u postotku BDP-a) i (f) stopu rasta realnog bruto domaćeg proizvoda Hrvatske. Nakon provedene analize korelacije između realnog tečaja i spomenutih varijabli odnosno ocijenjenih predznaka i veličina koeficijenta korelacije, Deskar Škrbić (2017) ravnotežni koncept u srednjem roku temelji na četiri varijable s razmjerno značajnim koeficijentima korelacije: omjeru cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (za koji koristi oznaku TNT), uvjetima razmjene (TOT), stopi rasta realnog bruto domaćeg proizvoda (BDP) i neto inozemnoj investicijskoj poziciji (NIIP). Empirijskom analizom obuhvaćeno je razdoblje od 57 tromjesečnih frekvencija, pri čemu se prva opažanja odnose na 4. tr. 2002., a posljednja na 4. tr. 2016. godine. Kako autor nije uspio potvrditi postojanje kointegracijske relacije, izvođenje ravnotežnog realnog tečaja (ERER) temelji na modelu višestruke linearne regresije, a procjene na metodi najmanjih kvadrata. Slijedeći metodologiju u radu Palić, Dumičić i Šprajac (2014), permanentni ili trajni ravnotežni realni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja autor izvodi na način da cikličku komponentu vremenskih nizova (iz kojih je izveo ERER) uklanja primjenom Hodrick-Prescott filtra. Raspon ocijenjenih ukupnih odstupanja (razlike između povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te ocijenjenog PEER-a) kreću se u rasponu od $\pm 3\%$ (od ulaska Hrvatske u Europsku uniju u puno užem rasponu od $\pm 1\%$), pri čemu je iz grafičkog prikaza ukupnih odstupanja razvidno da realni tečaj Hrvatske u odnosu na europodručje tijekom čitavog razdoblja obuhvaćenog analizom nije dominantno ni precijenjen ni podcijenjen, već je naizmjenice kolebao oko ravnotežnog PEER koncepta.

Comunale (2015b) u radu "Dugoročne odrednice i odstupanja realnih efektivnih tečajeva u EU" istražuje ulogu ekonomskih fundamenata koji objašnjavaju srednjoročna i dugoročna kretanja realnih efektivnih tečajeva u zemljama Europske unije. U prvome koraku, slijedeći radove Lane i Milesi Ferretti (2002), Galstyan i Lane (2009) te Maeso-Fernandez, Osbat i Schnatz (2002), autorica ocjenjuje reducirani oblik veze između realnog efektivnog tečaja i vektora fundamenata koji obuhvaća, u početnoj specifikaciji, trgovinsku bilancu, uvjete razmjene i realni bruto domaći proizvod u odnosu na trgovinske partnere (čime aproksimira Harrod-Balassa-Samuelson učinak), a, u alternativnim specifikacijama, i neto inozemnu aktivnu i kumulativan tekući račun, te državnu potrošnju u odnosu na trgovinske partnere. Slijedeći pristup koji su razvili Chudik i Mongardini (2007), autorica koristi različite ekonometrijske tehnike kako bi ocijenila dugoročne elastičnosti na panelu od 28 zemalja Europske unije u razdoblju od 1994. do 2012. godine i njihovu relativnu važnost u objašnjavanju promjena

realnog efektivnog tečaja.⁴⁰ U narednom koraku, primjenjujući metodologiju koju su razvili Roudet, Saxegaard i Tsangarides (2007), Comunale (2015b) ocjenjuje bihevioralni efektivni tečaj ili dugoročnu komponentu relevantnih ekonomskih fundamenata na način da elastičnosti za pojedinu zemlju množi trajnim (permanentnim) vrijednostima fundamenata (Hodrick-Prescott filtriranjem isključuje se ciklička komponenta)⁴¹. BEER je posebno izveden za trgovinsku bilancu (varijabla toka) i kumulativni tekući račun (varijabla stanja) kao fundamentalne odrednice tečaja. Potom se izvode odstupanja ostvarenog realnog efektivnog tečaja i BEER-a za tri podskupa panela (najrazvijenije EU članice, rubne članice te zemlje srednje i istočne Europe, u koju je podskupinu uvrštena i Hrvatska) te svaku EU članicu pojedinačno u 1997. (godini prije fiksiranja tečajeva prvih EMU članica), 2002. (godini uvođenja eura), 2004. (godini prvog vala pristupanja zemalja srednje i istočne Europe Uniji) i, od 2006. do 2010., za svaku kalendarsku godinu. Kao ključnu odrednicu tečaja u podskupini CEE zemalja Comunale (2015b) ističe kumulativni tekući račun, a uz njega važnim se pokazuju i Harrod-Balassa-Samuelson učinak te uvjeti razmjene. Uspoređujući Sloveniju (članicu EU-a i europodručja) i Hrvatsku (EU pristupnicu), Comunale (2015b) ističe kako je Hrvatska zabilježila inicijalnu deprecijaciju na početku tranzicije, koju slijedi razdoblje aprecijacije realnog efektivnog tečaja. Promatrajući odstupanja realnog efektivnog tečaja od BEER-a (izvedenog temeljem trgovinske bilance) ostvareni REER Hrvatske konstantno je viši (precijenjen) u odnosu na BEER (pri čemu su odstupanja Hrvatske u usporedbi s ostalim CEE zemljama u sredini raspona), što upućuje da je Hrvatska kroz čitavo obuhvaćeno razdoblje manje konkurentna. Ako se promatraju odstupanja REER-a za Hrvatsku u odnosu na BEER izveden uz pomoć kumulativnog tekućeg računa kao fundamenta, do 2007. hrvatski realni efektivni tečaj niži je (podcijenjen) u odnosu na BEER, a od 2008. do 2010. viši (precijenjen) u odnosu na BEER, pri čemu su nakon izbijanja financijske krize odstupanja za Hrvatsku, uz Rumunjsku i Sloveniju, najmanja u skupini CEE zemalja (Comunale, 2015b).

Palić, Dumičić i Šprajac (2014) u radu "Mjerenje odstupanja realnog tečaja u Hrvatskoj: Kointegracijski pristup" nastoje identificirati razdoblja u kojima realni tečaj kune prema euru odstupa od njegove permanentne ravnotežne vrijednosti i ocijeniti magnitude odstupanja.

⁴⁰ Realni efektivni tečaj deflaciran indeksima potrošačkih cijena prema 37 trgovinskih partnera (uz EU-28 još 9 razvijenih ekonomija, među kojima, SAD, Švicarska, Norveška i Japan).

⁴¹ U literaturi je ciklički očišćena vrijednost bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) poznata i kao permanentni ravnotežni tečaj (PEER).

Primjenjujući metodologiju bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER), kao signifikantne ekonomske fundamente koji određuju kretanja realnog tečaja kune prema euru koriste: uvjete razmjene (deflator nominalne vrijednosti izvoza robe i usluga podijeljen s deflatorom nominalne vrijednosti uvoza robe i usluga), neto inozemnu aktivnu (aproksimiranu vrijednošću neto inozemne aktive za monetarni sektor) te omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (omjer proizvođačkih i potrošačkih cijena). Dugoročnu ravnotežu između realnog tečaja i fundamenata izvode primjenjujući Johansenov pristup kointegracije na sezonski prilagođenim podacima koji obuhvaćaju razdoblje od prvog tromjesečja 1998. do prvog tromjesečja 2014. godine. Nakon što je dugoročna veza ocijenjena, BEER računaju na način da primjenjuju dugoročne koeficijente na stvarne vrijednosti ekonomskih fundamenata. Uvažavajući nalaz u radu Dufrenot i Yehoue (2005) da ekonomski fundamenti dobiveni BEER pristupom nisu nužno pri svojoj ravnotežnoj razini, što može rezultirati pogrešnim ocjenama odstupanja, čiste (Hodrick-Prezcott filtriranjem) cikličku komponentu fundamenata kako bi dobile permanentni ravnotežni tečaj koji potom koriste kako bi izračunale vrijednosti i razdoblja odstupanja. Osnovni zaključak jest da realni tečaj kune prema euru ne odstupa značajno od permanentnog ravnotežnog koncepta te da se razmjerno učestalo vraća ravnoteži. U promatranome razdoblju, Palić, Dumičić i Šprajac (2014) identificiraju četiri razdoblja precijenjenosti ili negativnih odstupanja realnog tečaja od PEER-a (koja se odnose na ukupno 45 tromjesečja) i tri razdoblja podcijenjenosti ili pozitivnih odstupanja realnog tečaja od FEER-a (20 tromjesečja), pri čemu se odstupanja realnog tečaja kreću u uskome intervalu (od maksimalne precijenjenosti -4,054% do maksimalne podcijenjenosti 1,438%). Najizraženija precijenjenost realnog tečaja kune zabilježena je tijekom razdoblja koje su obilježile bankovne krize i prelijevanja negativnih učinaka svjetske financijske krize na realnu aktivnost u Hrvatskoj. Precijenjenost realnog tečaja obilježje je posljednjeg razdoblja (od prvoga tromjesečja 2008. do prvoga tromjesečja 2014. godine), kada je u prosjeku iznosila 1,102% (Palić, Dumičić i Šprajac, 2014). Uvažavajući spomenute nalaze, ali i strukturne manjkavosti hrvatskog gospodarstva (izraženu euroiziranost na strani aktive i pasive, snažnu uvoznu zavisnost i nedovoljno razvijen izvozno usmjeren sektor te visoku zaduženost domaćih sektora u inozemnoj valuti), Palić, Dumičić i Šprajac, (2014) ne preporučuju deprecijaciju realnog tečaja kune, odnosno ističu da je tečajna politika monetarnih vlasti primjerena.

Belullo i Broz (2007) u radu "Objašnjavaju li fundamenti ponašanje realnog efektivnog tečaja u Hrvatskoj?" dijelom se naslanjaju na rad Broz i Ridzak (2007). Naime, u računanju bihevioralnog ravnotežnog tečaja autori koriste iste ekonomske fundamente, a isti je i najširi

vremenski obuhvat korištenih serija. Za razliku od Broz i Ridzak (2007), Belullo i Broz (2007) ocjenjuju tri različita VAR modela koristeći: vremenski desezonirane serije za razdoblje od prvog tromjesečja 1995. do trećeg tromjesečja 2006. uz tri binarne varijable, originalne serije za isto razdoblje uz šest binarnih varijabli te vremenski desezonirane serije za uže razdoblje (počevši od drugog tromjesečja 1998.) bez binarnih varijabli. U spomenutim modelima dugoročna veza identificirana je između realnog efektivnog tečaja kune, relativne efektivne cijene razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, relativnih efektivnih uvjeta razmjene, relativne razlike između kamatnih stopa, dok neto inozemna imovina nije prepoznata kao fundament koji određuje dugoročno ponašanje tečaja (Belullo i Broz, 2007). Koristeći parametre kointegracijskog vektora za svaki od spomenutih modela, autori izvode tri BEER ravnotežna koncepta koji su vrlo slični i izraženije kolebljivosti u odnosu na realan efektivan tečaj kune. Nakon što su izračunali odstupanja, Belullo i Broz (2007) zaključuju kako se realni efektivni tečaj kune kretao vrlo blizu ravnotežnih konceptata određenih fundamentima, pri čemu je jedino duže razdoblje odstupanja zabilježeno tijekom 2000. godine, kada je realni efektivni tečaj kune bio blago podcijenjen.

Broz i Ridzak (2007) u radu "Odstupanje tečaja - Slučaj Hrvatske", oslanjajući se na pristup bihevioralnog ravnotežnog tečaja koji su razvili Clark i MacDonald (1998), koriste Johansenovu metodu kointegracije kako bi izveli dugoročan odnos između realnog efektivnog tečaja kune⁴² i relevantnih ekonomskih fundamenata. Kao odrednice tečaja, slijedeći radove Faruqee (1995) i MacDonald (1997), koriste: relativnu efektivnu cijenu razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (omjer proizvođačkih i potrošačkih cijena za Hrvatsku u odnosu na ponderirane omjere trgovinskih partnera), relativne efektivne uvjete trgovine (omjer izvoznih i uvoznih cijena za Hrvatsku u odnosu na ponderirane omjere trgovinskih partnera), relativnu razliku u kamatnim stopama (godišnja nominalna kamatna stopa na oročene depozite u kunama umanjena za indeks potrošačkih cijena iz prethodne godine za Hrvatsku u odnosu na ponderiranu godišnju nominalnu kamatnu stopu na državne obveznice umanjenu za indeks potrošačkih cijena iz prethodne godine trgovinskih partnera⁴³) i neto inozemnu imovinu (gdje se neto inozemnom imovinom monetarnog sektora aproksimira ista za čitavo gospodarstvo). Kointegracijsku analizu temelje na VAR(1) modelu, pri čemu spomenute (nedesezonirane)

⁴² Realni efektivni tečaj deflacioniran je indeksima potrošačkih cijena, a trgovinski partneri obuhvaćaju: Njemačku, Italiju, Austriju, Francusku, Ujedinjenu Kraljevinu, SAD, Švicarsku i Sloveniju.

⁴³ Izuzetak u tom pogledu je Slovenija, čija je kamatna stopa izvedena na sličan način kao i za Hrvatsku.

vremenske serije obuhvaćaju razdoblje od prvog tromjesečja 1995. do trećeg tromjesečja 2006. godine. Ocijenjeni model sadrži jedan kointegrirani vektor koji u objašnjavanju tečaja kao relevantne prepoznaje sve spomenute odrednice, a dobiveni koeficijenti uz fundamente, izuzev relativnih efektivnih uvjeta razmjene, ispravna su predznaka. Koristeći ocijenjene koeficijente, Broz i Ridzak (2007) računaju BEER i odstupanja realnog efektivnog tečaja kune od ravnotežnog koncepta te zaključuju da u promatranome razdoblju tečaj nije bio značajno niti dugotrajno podcijenjen ili precijenjen, odnosno da je dinamika realnog efektivnog tečaja kune velikim dijelom određena kretanjem ekonomskih fundamenata.

3.4. Odstupanja realnog tečaja za Hrvatsku od ravnotežnih koncepata temeljenih na metodologijama Međunarodnog monetarnog fonda

Međunarodni monetarni fond ocjene odstupanja realnog (efektivnog) tečaja temelji na različitim metodologijama i unutar njih razvijenih različitim pristupa, a kako bi u konačnici analitičari MMF-a mogli istaknuti što robusnije zaključke. Od 2008. do 2015. godine MMF-ove ocjene odstupanja realnog efektivnog tečaja Hrvatske tako se temelje na nekom od tri pristupa CGER metodologije. U Izvješću za Hrvatsku objavljenom u 2015. godini, uz CGER pristupe, daje se po prvi puta zbirni rezultat temeljen na novoj, EBA-lite metodologiji. Pojedinačni rezultati tri različita EBA-lite pristupa za Hrvatsku pojavljuju se u MMF-ovom Izvješću za Hrvatsku iz 2016. godine, dok su izvješća za Hrvatsku koje je Fond objavio u 2019. i 2020. godini temeljena na revidiranoj EBA-lite metodologiji. U slučaju Hrvatske, rezultati različitih pristupa nerijetko nisu podudarni (kada je riječ o smjeru ili veličinama odstupanja). Usprkos toj činjenici, u većini izvješća za Hrvatsku provedenih u sklopu konzultacija temeljem Članka IV. analitičari Fonda ističu da je realan efektivan tečaj Hrvatske tek blago odstupao ili općenito bio blizak ravnotežnim konceptima, odnosno prilagođenim normama tekućeg računa platne bilance, ekonomskim fundamentima i/ili ekonomskim politikama u srednjem roku.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2020) u Izvješću za Hrvatsku iz 2020. ističe da različiti modeli temeljeni na revidiranoj EBA-lite metodologiji upućuju na suprotstavljene nalaze kada je riječ o ocjeni vanjske pozicije, odnosno realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku. EBA-lite model tekućeg računa (u kojem multilateralno konzistentna i prilagođena norma tekućeg računa za Hrvatsku za 2019. godinu iznosi $-0,1\%$ BDP-a) tako ukazuje na blagu podcijenjenost ($0,7\%$) realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku (IMF, 2020). S druge strane, EBA-lite REER indeks

model upućuje na blagu precijenjenost realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku (1%) u odnosu na istoimeni procijenjeni ravnotežni koncept. EBA-lite pristup vanjske održivosti pak upućuje na daleko naglašeniju podcijenjenost realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku (11,6%), pri čemu MMF (IMF, 2020) drži da isto nije razlog za zabrinutost obzirom na daljnje očekivano poboljšanje neto investicijske pozicije Hrvatske.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2019b) u izvješću za Hrvatsku iz 2019. godine također ističe da su ocjene odstupanja realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku od ravnotežnih koncepata temeljenih na revidiranoj EBA-lite metodologiji neujednačene i međusobno suprotstavljene. Jaz realnog efektivnog tečaja izveden iz modela tekućeg računa, odnosno prilagođene norme tekućeg računa za 2018. godinu tako iznosi –2%, EBA-lite REER indeks model upućuje na precijenjenost od 5%, a na nešto manje izraženu podcijenjenost (4%) upućuje i EBA-lite pristup vanjske održivosti (IMF, 2019b). Uvažavajući spomenute rezultate, MMF (IMF, 2019b) naposljetku naglašava kako je vanjska pozicija Hrvatske tijekom 2018. godine bila općenito u skladu s razinama koje su konzistentne s ekonomskim fundamentima i ekonomskim politikama u srednjem roku.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2018) u Izvješću za Hrvatsku iz 2018. ističe da EBA-lite pristupi nude raznolike empirijske rezultate, od kojih jedan pristup upućuje na blagu podcijenjenost, a druga dva pristupa na blagu precijenjenost realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku. EBA-lite model tekućeg računa, koji sagledava realni efektivni tečaj za Hrvatsku u odnosu na prilagođenu⁴⁴ normu tekućeg računa, upućuje na blagu podcijenjenost od –0,5%. EBA-lite REER indeks pristup, s druge strane, upućuje na blagu precijenjenost (1,8%), a na tek zanemarivu precijenjenost upućuje EBA-lite pristup vanjske održivosti (0,3%) (IMF, 2018). Ovakva blaga odstupanja realnog efektivnog tečaja pružaju analitičarima Fonda temelje za zaključak da je vanjska pozicija Hrvatske tijekom 2017. godine bila općenito u skladu s ekonomskim fundamentima u srednjem roku.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2016b) u dodatku Izvješća za Hrvatsku iz 2016. ističe kako većina pristupa koje koristi Fond upućuje na tek blagu precijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske. EBA-lite metodologija pokazuje da je prilagođeni tekući račun u 2015. godini

⁴⁴ Između ostaloga za pozitivan učinak neto izvoza roba na kumuliranje viška tekućeg računa Hrvatske nakon pristupanja Europskoj uniji.

za jedan posto BDP-a ispod norme tekućeg računa, a realni efektivni tečaj Hrvatske precijenjen za 3,1% (drugim riječima, realni efektivni tečaj Hrvatske trebao bi deprecirati za 3,1% kako bi se tekući račun vratio u srednjem roku normi). Učinak jaza ekonomskih politika na saldo tekućeg računa analitičari MMF-a pripisuju velikom proračunskom manjku u 2015. godini. Na razmjerno blagu precijenjenost hrvatskog realnog efektivnog tečaja upućuju i EBA-lite REER indeks pristup (za 2,6%) i EBA-lite pristup vanjske održivosti (za 3,2%) (IMF, 2016b).

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2015b) u Izvješću za Hrvatsku iz 2015. ističe da dva od ukupno tri CGER pristupa koje koriste analitičari MMF-a za ocjenu odstupanja tečaja upućuju na blagu precijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske. Pristup makroekonomske ravnoteže upućuje tako na precijenjenost hrvatskog realnog efektivnog tečaja od 3,7%, dok CGER pristup vanjske održivosti, uz pretpostavku o održivoj razini neto inozemne imovine od -40% BDP-a, pokazuje da je tečaj precijenjen za 3,1%. Pristup ravnotežnog tečaja daje dvosmislene rezultate, odnosno ukazuje da je realni efektivni tečaj Hrvatske odstupao u rasponu od -2,8%-tne podcijenjenosti do 5,8%-tne precijenjenosti (IMF, 2015b). U ovome se Izvješću za Hrvatsku po prvi puta ističe agregatni rezultat EBA-lite metodologije koji upućuje da je realni efektivni tečaj Hrvatske precijenjen za 5%. MMF (IMF, 2015b) ističe da je precijenjenost tečaja u 2014. godini još izraženija (oko 10%) ako se promatraju realni jedinični troškovi rada Hrvatske i usporedivih zemalja, pri čemu analitičari MMF-a dvoje je li relativno zaostajanje Hrvatske rezultat odstupanja tečaja od ravnotežnog koncepta ili posljedica nepovoljne ravnoteže u realnom gospodarstvu (uzrokovane, između ostaloga, razmjerno visokom rezervacijskom plaćom).

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2014c) u Izvješću za Hrvatsku iz 2014. ističe da CGER pristupi makroekonomske ravnoteže i vanjske održivosti (koji stabilizira neto inozemnu imovinu na -40% BDP) pokazuju da realni efektivni tečaj Hrvatske tek neznatno odstupa od ravnotežne vrijednosti, dok CGER pristup ravnotežnog tečaja ne daje jednoznačne rezultate (upućuje na raspon odstupanja od 3,1%-tne podcijenjenosti do 9,4%-tne precijenjenosti). Pritom se naglašava da u slučaju Hrvatske svi spomenuti pristupi imaju svoje nedostatke, a analitičari MMF-a poglavito ističu da je tekući račun pod snažnim učinkom izraženog razduživanja privatnog sektora što se odražava u slaboj domaćoj potražnji i snažnom (srednjoročno nereprezentativnom) padu uvoza. Troškovna konkurentnost Hrvatske, mjerena realnim jediničnim troškovima rada između Hrvatske i usporedivih zemalja, upućuje da je realni efektivni tečaj Hrvatske precijenjen za oko 10% u 2013. godini (IMF, 2014c), premda je

Hrvatska nakon 2008. godine manjim dijelom nadoknadila zaostajanje akumulirano u predkriznom razdoblju.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2012), u dijelu Izvješća za Hrvatsku iz 2012. koje govori o ublažavanju vanjskih ranjivosti, ističe kako izvedene vrijednosti svih CGER pristupa upućuju na blagu precijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske. Temeljni deficit tekućeg računa blizak je normi ili održivom saldu tekućeg računa (između $-2,75\%$ i -3% BDP-a) pa pristup makroekonomske ravnoteže ukazuje na precijenjenost realnog efektivnog tečaja od $4,5\%$ (IMF, 2012). Kako spomenuta razina deficita na tekućem računu u srednjem roku stabilizira neto inozemne obveze Hrvatske na razini $55-60\%$ BDP-a (prosjek za nove članice EU-a), pristup vanjske održivosti upućuje također na blagu precijenjenost ($5,8\%$), a na sličan nalaz upućuje i pristup ravnotežnog tečaja (precijenjenost realnog efektivnog tečaja u rasponu od $2,2\%$ do $7,2\%$) (IMF, 2012). Usprkos razmjerno niskom deficitu tekućeg računa platne bilance u 2011., analitičari Fonda naglašavaju da Hrvatska zaostaje za usporedivim zemljama kada je riječ o konkurentnosti, na što upućuju visoke plaće u odnosu na proizvodnost rada, pad udjela hrvatskog izvoza u svjetskome izvozu te naglašene necjenovne slabosti čije je izvorište u nepoticajnom poslovnom okružju i nedovoljno fleksibilnom tržištu rada.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2011) u Izvješću za Hrvatsku iz 2011. ističe da je realni efektivni tečaj Hrvatske blizak ravnotežnom konceptu. CGER pristup makroekonomske ravnoteže ocjenjuje normu ili održivu razinu tekućeg računa na $-4,6\%$ BDP-a, dok srednjoročna projekcija temeljnog tekućeg računa za Hrvatsku iznosi oko $-5,5\%$ BDP-a (IMF, 2011). Uz ocijenjenu elastičnost tekućeg računa na izvoz i uvoz roba (i usluga) u razdoblju od 2000. do 2010. godine ($-0,3$), realni efektivni tečaj podcijenjen je za 1% . CGER pristup vanjske održivosti, koji stabilizira neto inozemnu imovinu na -90% BDP-a, pokazuje da je realni efektivni tečaj Hrvatske podcijenjen za 2% . Zbog visoke inozemne zaduženosti Hrvatske, MMF (IMF, 2011) računa i odstupanje u slučaju da se razina neto inozemne imovine stabilizira na nižoj razini (-55% BDP-a), što rezultira ocjenom da je realni efektivni tečaj precijenjen za 11% . CGER pristup ravnotežnog tečaja pokazuje da je na punome uzorku zemalja realni efektivni tečaj Hrvatske u prosincu 2010. bio podcijenjen za $3,8\%$, dok je prosječna podcijenjenost za 2010. iznosila neznatnih $0,4\%$, dok je na užem uzorku zemalja, koji obuhvaća samo članice Europske unije, podcijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske izraženija ($8,2\%$ u prosincu, odnosno $5,0\%$ za čitavu 2010.) (IMF, 2011).

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2010) u Izvješću za Hrvatsku iz 2010. ističe da je realni efektivni tečaj Hrvatske blago precijenjen. CGER pristup makroekonomske ravnoteže ocjenjuje saldo temeljnog tekućeg računa na -7% BDP-a, dok je srednjoročno održiva razina tekućeg računa (norma) procijenjena na $-4,5\%$ BDP-a (IMF, 2010). Uz ocijenjenu elastičnost tekućeg računa za razdoblje od 2000. do 2009. godine ($-0,26$), deprecijacija realnog efektivnog tečaja od $5-6\%$ potrebna je kako bi se uklonio jaz između temeljnog tekućeg računa i norme (IMF, 2010). CGER pristup vanjske održivosti pokazuje da stabiliziranje neto inozemne imovine na prosječnoj razini za 2007. i 2008. godinu zahtijeva deficite na tekućem računu između 4% i 6% BDP-a, što pak upućuje da je realan efektivni tečaj za Hrvatsku precijenjen za $5-11\%$ (IMF, 2010). CGER pristup ravnotežnog tečaja upućuje da je realni efektivni tečaj za Hrvatsku blizu razini na koju upućuju ekonomski fundamenti. Na punome uzorku zemalja realni efektivni tečaj Hrvatske bio je precijenjen u prosincu 2009. za $3,7\%$, a gotovo istovjetna je i prosječna precijenjenost za čitavu 2009. godinu ($3,6\%$) (IMF, 2010). Na užem uzorku zemalja nisu zabilježena odstupanja na kraju razdoblja, dok je za čitavu 2009. podcijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske bila neznatna.

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2009b) u Izvješću za Hrvatsku iz 2009. ističe da je realni efektivni tečaj Hrvatske blizu ravnoteži pri čemu većina CGER pristupa upućuje na njegovu blagu precijenjenost (pristup makroekonomske ravnoteže ocjenjuje normu tekućeg računa na $-2,7\%$ BDP-a, dok temeljni tekući račun iznosi $-3,5\%$ BDP-a). Spomenuti jaz i ocijenjena elastičnost tekućeg računa na promjene realnog efektivnog tečaja za razdoblje od 2000. do 2008. godine ($-0,33$) upućuju da je realni efektivni tečaj Hrvatske precijenjen za $2,5\%$, dok pristup vanjske održivosti, u najstrožem scenariju koji podrazumijeva stabiliziranje neto inozemne imovine na -34% BDP-a i stope gospodarskog rasta od 2% godišnje, upućuje da precijenjenost realnog efektivnog tečaja Hrvatske iznosi $3,8\%$ (IMF, 2009b).

Međunarodni monetarni fond (IMF, 2008) u Izvješću za Hrvatsku iz 2008. po prvi puta iznosi rezultate CGER metodologije za Hrvatsku te ističe da je realni tečaj blizu ravnotežnom konceptu izvedenom temeljem ekonomskih fundamenata. CGER pristup makroekonomske ravnoteže ocjenjuje tako normu tekućeg računa na $-3,8\%$ BDP-a, dok je temeljni tekući račun procijenjen na $-4,9\%$ BDP-a (IMF, 2008). Uz ocijenjenu elastičnost tekućeg računa na realni tečaj za razdoblje od 2003. do 2007. godine ($-0,39$), realni tečaj Hrvatske blago je precijenjen

(2,8%). CGER pristup vanjske održivosti koji stabilizira neto inozemnu imovinu na –60% BDP-a upućuje da je realni tečaj Hrvatske precijenjen za 1,6% (IMF, 2008).

Ranija izvješća MMF-a provedena u okviru konzultacija Hrvatske s Fondom (IMF, 2007; IMF, 2004; IMF, 2002; IMF, 2001 i IMF, 1999) izrijeком ne navode kvantifikacije o eventualnom odstupanju realnoga tečaja za Hrvatsku. U Izvješću za Hrvatsku iz 2001., koje se dijelom bavi ocjenom konkurentnosti, MMF (IMF, 2001) ističe da su pokazatelji cjenovne i troškovne konkurentnosti za Hrvatsku bili razmjerno stabilni od 1995. do 2000. godine, dok su neke zemlje srednje i istočne Europe istodobno zabilježile značajnu aprecijaciju realnih tečajeva. Kako nema osnova koje bi upućivale da je ravnotežni realni tečaj za Hrvatsku u spomenutom razdoblju deprecirao, analitičari MMF-a zaključuju da realni tečaj Hrvatske ne odstupa od ravnotežnih koncepata.

4. EKONOMETRIJSKI PRISTUPI ZA OCJENU KONCEPTA BIHEVIORALNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA

Teorijski koncept bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) detaljno je opisan u poglavlju 2.3.5. doktorskoga rada. Pritom je važno ponoviti da ocjena BEER-a ne uključuje normativne koncepte, odnosno da se BEER pristup u izvođenju ravnotežnog koncepta oslanja isključivo na teorijski relevantne faktore i fundamente koji utječu na kretanje realnog tečaja u kratkom i srednjem roku. Realni tečaj je u bihevioralnoj ravnoteži ako je njegovo kretanje dominantno objašnjeno i konzistentno s kretanjima relevantnih objasnidbenih varijabli u srednjem roku, pri čemu u kratkome roku realni tečaj može i nerijetko odstupa od srednjoročne ravnoteže no istovremeno zadovoljava svojstvo povratka (konvergiranja) srednjoročnoj ravnoteži. Spomenute karakteristike teorijskih polazišta nameću i optimalnu empirijsku (ekonometrijsku) metodu ocjene BEER-a, a to je ocjena vektorskog modela korekcije pogreške koji se, između ostaloga, oslanja na provjeru reda integriranosti (odnosno stacionarnosti) vremenskih nizova, a, u narednom koraku, potvrdu postojanja dugoročne (kointegracijske) relacije između varijabli obuhvaćenih modelom.

4.1. Ocjena reda integriranosti odnosno stacionarnosti vremenskih nizova

Brojni ekonomski procesi (vremenski nizovi) nisu stacionarni, odnosno nemaju konstantnu očekivanu vrijednost i varijancu, već se iste mijenjaju kroz vrijeme, što može biti posljedica postojanja trenda, sezonske i/ili cikličke komponente u procesu (Bahovec i Erjavec, 2009).

Nestacionarnost vremenskog niza moguće je uočiti iz njegovog grafičkog prikaza i korelograma grešaka relacije. Za formalnu potvrdu obilježja nestacionarnosti potrebno je provesti odgovarajući statistički test kojim se određuje red integriranosti nekog procesa, pri čemu se za pojedinačni vremenski niz Z_t kaže da je integriran reda d , odnosno $Z_t \sim I(d)$, ako ga je potrebno diferencirati d puta kako bi postao stacionaran. Vremenski niz Z_t integriran je prvoga reda ili $Z_t \sim I(1)$ ukoliko je njegova prva diferencija, $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$, stacionarna odnosno $I(0)$.

Postoji niz formalnih statističkih testova kojima se može ocjenjivati red integriranosti vremenskih nizova⁴⁵, pri čemu se u doktorskome radu u tu svrhu koristi prošireni Dickey-Fullerov (ADF) test jediničnog korijena. Pritom nulta hipoteza ADF testa (Bahovec i Erjavec, 2009) ističe da je proces nestacionaran (jedinični korijen), a alternativna hipoteza da je riječ o vremenskom nizu koji je stacionaran (odnosno čiji je korijen manji od jedan):

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ (proces } Y_t \text{ je nestacionaran, jedinični korijen)} \quad (46)$$

$$H_1 : \gamma < 0 \text{ (proces } Y_t \text{ je stacionaran, korijen manji od 1)} \quad (47)$$

Statistički program EViews, prilikom testiranja stacionarnosti, ističe u računalnome ispisu i korištenu optimalnu duljinu vremenskih pomaka te pruža pomoć u odgovoru na pitanje je li potrebno u regresiju uključiti neku od determinističkih komponenti.

U empirijskim analizama postoji više načina odabira optimalne duljine pomaka. Početno se najčešće odabire velika duljina pomaka te ista postupno smanjuje u postupku testiranja, a optimalna duljina pomaka može se odrediti i uz pomoć informacijskih kriterija koji nastoje istovremeno optimizirati kvalitetu korištenog modela i broj stupnjeva slobode (Bahovec i Erjavec, 2009).

Iako prethodne ekonomske spoznaje o procesu i grafički prikaz vremenskoga niza mogu biti od pomoći, u većini slučajeva prilikom testiranja jediničnog korijena teško je unaprijed odrediti treba li u regresijsku jednadžbu uključiti konstantu⁴⁶ i/ili deterministički linearni trend ili je pak za testiranje prikladna jednadžba koja ne uključuje determinističku komponentu. Pritom je uvriježena praksa da se testiranje započinje na temelju najopćenitijeg modela (koji uključuje i konstantu i trend), a potom se uklanja trend i, u narednom koraku, i konstanta (Bahovec i Erjavec, 2009).

Nastavno na spomenute postupke i pokazatelje, nulta hipoteza (proces je nestacionaran), uz odabrani broj pomaka i uvrštenih egzogenih varijabli (ili bez njih), može se odbaciti ako je ADF test veličina veća od kritične granice ADF testa za odabranu razinu signifikantnosti, odnosno

⁴⁵ Između ostalih: Dickey-Fuller (DF) test, prošireni Dickey-Fuller (ADF) test, Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) test, Phillips i Perron (PP) test, Ng i Perron (NP) test, Durbin-Hausman (DH) test, Leybourne i McCabe test te Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test.

⁴⁶ Odsječak na okomitost osi.

ako je p -vrijednost (engl. *probability*) manja od odabrane razine signifikantnosti izražene u decimalnome zapisu.

Naposljetku treba istaknuti da red integriranosti vremenskih nizova u empirijskim analizama često uvjetuje primjerenu ekonometrijsku metodu ocjene parametara (koeficijenata) modela. Naime, ukoliko su modelom obuhvaćeni stacionarni vremenski nizovi, za ocjenu parametara mogu se koristiti standardne metode (između ostalih, metoda najmanjih kvadrata). Ukoliko korišteni vremenski nizovi u modelu nisu istog reda integriranosti, standardne metode mogu rezultirati prividnom regresijom. U takvim je slučajevima koeficijent determinacije često vrlo visok ili blizu jediničnoj vrijednosti, ali je u najvećem broju slučajeva praćen problemom serijalne korelacije (autokorelacije). Ukoliko su pak vremenski nizovi nestacionarni, ali su pritom istog (homogenog) reda integriranosti, za ocjenu koeficijenata u empirijskim se radovima mogu i često koriste modeli koji se oslanjaju na svojstvo kointegracije odnosno matematičku relaciju kojom se predstavlja zajednička dinamika varijabli u srednjem (dugom) roku.

4.2. Struktura i značenje pojedinih sastavnica vektorskog modela korekcije pogreške

Već je spomenuto da je realni tečaj u bihevioralnoj ravnoteži ako njegova srednjoročna dinamika korespondira s kretanjem relevantnih teorijskih varijabli, pri čemu u kratkome roku realni tečaj može odstupati (kolebati) oko srednjoročne ravnoteže. Uvažavajući istovremeno spoznaje o stacionarnosti vremenskih nizova (i ekonometrijska ograničenja vezana uz red i homogenost integriranosti) te teorijska polazišta na koje se oslanja BEER ravnotežni koncept, za ocjenu srednjoročnih koeficijenata vektorima obuhvaćenih varijabli, kao i pripadajućeg člana korekcije pogreške (koji se odnosi na dinamiku kratkoročne prilagodbe) u doktorskomu radu bit će korištena (jedna od) transformacija vektorskog autoregresivnog modela (VAR) poznata kao vektorski model korekcije pogreške (VECM).

VAR model bez ikakvih ograničenja, konstante, trenda i/ili binarnih varijabli može se zapisati kao:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + e_t \quad (48)$$

pri čemu je $Z_t = [Z_{1t} \ Z_{2t} \ \dots \ Z_{nt}]'$ vektor od n varijabli, A_1, \dots, A_k su kvadratne matrice parametara reda n , k je duljina pomaka, a e_t vektor stacionarnih slučajnih varijabli, a njegova kointegracijska transformacija, u diferenciranome obliku, kao:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \Pi Z_{t-k} + e_t \quad (49)$$

gdje je $\Gamma_i = A_i + A_{i-1} + \dots + A_1 - I$ za $i = 1, \dots, (k-1)$, $\Gamma_k = \Pi = A_k + A_{k-1} + \dots + A_1 - I$, a I jedinična matrica reda n (Bahovec i Erjavec, 2009).

Model predstavljen jednadžbom (49) je vektorski model korekcije pogreške u kojem član $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-1}$ predstavlja kratkoročnu dinamiku pojave, a član ΠZ_{t-k} dugoročnu (srednjoročnu) dinamiku pojave, pri čemu, ako je vektor $Z_t = [Z_{1t} \ Z_{2t} \ \dots \ Z_{nt}]'$ integriran prvoga reda i postoji barem jedna linearna kombinacija njegovih komponenti:

$$b_1 Z_{1t} + b_2 Z_{2t} + \dots + b_n Z_{nt} = [b_1 \ \dots \ b_n] \times \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ \vdots \\ Z_{nt} \end{bmatrix} = \beta_1' Z_t \quad (50)$$

koja je stacionarna, $\beta_1' Z_t \sim I(0)$, onda se za članove vektora Z_t kaže da su kointegrirani prvoga reda s (jednim) vektorom parametara kointegracijske relacije ili kointegracijskim vektorom, β_1' , što se skraćeno može zapisati kao $Z_t \sim CI(1,1)$ (Bahovec i Erjavec, 2009).

U slučaju kada je singularna⁴⁷ matrica Π reduciranoga ranga ($r < n$), matrica Π se može rastaviti na dvije matrice reda ($n \times r$):

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (51)$$

pri čemu kointegracijska matrica β sadrži parametre kointegracijskih relacija jednadžbi dugoročne ravnoteže, dok elementi matrice brzina korekcije pogreške α pokazuju brzinu konvergiranja⁴⁸ (približavanja) varijabli dugoročnom ravnotežnom stanju (preciznije, element matrice α_{ij} pokazuje utjecaj j -te komponente vektora pogreške u korekciji neravnoteže i -te varijable vektora Z_t) (Bahovec i Erjavec, 2009). Iz jednadžbe dugoročne ravnoteže između ekonomskih fundamenata i realnoga tečaja određuje se faktor korekcije pogreške (ECT), koji je kao dodatan član potrebno uključiti u VEC model. Pritom, parametar matrice α uz prvu diferenciju realnoga tečaja uključenog u VEC model mora imati negativan predznak, pri čemu isti pokazuje (u slučaju da su frekvencije uključenih fundamenata na razini tromjesečja) koliko

⁴⁷ Ne spada u skupinu regularnih ili invertibilnih matrica.

⁴⁸ Iako između vremenskih nizova obuhvaćenih određenim vektorom može biti identificirana jedna (ili više) kointegracijska relacija, postojanje dugoročne stacionarne veze između varijabli ne podrazumijeva da su one i u kratkoročnoj ravnoteži.

se odstupanja od ravnotežnog stanja nakon nastupanja šoka, prosječno i izraženo u postotku, korigira unutar jednog tromjesečja.

4.3. Kointegracijske relacije i dugoročna ravnoteža

Jedan od najčešće korištenih postupaka određivanja ranga matrice Π iz jednadžbe (49) ili, ekvivalentno, postojanja i broja kointegracijskih relacija (veza) između varijabli obuhvaćenih vektorom Z_t odnosi se na Johansenovu proceduru ili metodu utvrđivanja kointegracije (Johansen, 1988).

Kako je rang matrice jednak broju svojstvenih vrijednosti matrice različitih od nula, Johansen u svom postupku polazi od procijenjenog VEC modela:

$$\Delta \hat{Z}_t = \hat{\Gamma}_1 \Delta Z_{t-1} + \hat{\Gamma}_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \hat{\Gamma}_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \hat{\Pi} Z_{t-k} \quad (52)$$

te računa svojstvene vrijednosti procijenjene matrice $\hat{\Pi}$:

$$1 > \hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_n \geq 0 \quad (53)$$

pri čemu je $\hat{\lambda}_1$ najveća, a $\hat{\lambda}_n$ najmanja svojstvena vrijednost (Bahovec i Erjavec, 2009). Potom definira dvije test veličine za određivanje broja kointegracijskih veza: test traga matrice svojstvenih vrijednosti i test najveće svojstvene vrijednosti.

4.3.1. Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti

Johansenov test traga matrice (λ_{trace}) svojstvenih vrijednosti definiran je veličinom:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (54)$$

gdje je T broj opažanja na temelju kojih se test provodi, n je broj varijabli u VAR modelu, r je pretpostavljeni broj kointegracijskih vektora, a $\hat{\lambda}_i$ ranije spomenute svojstvene vrijednosti procijenjene matrice $\hat{\Pi}$ (Bahovec i Erjavec, 2009).

Nulta i alternativna hipoteza testa traga matrice definirane su kao:

$$H_0 : \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0 \quad (55)$$

$$H_1 : \lambda_{r+1} \neq 0 \quad (56)$$

a empirijska se testiranja provode sve dok se za određenu vrijednost $r+1$ (počevši od vrijednosti $r=0$) nulta hipoteza ne može odbaciti, kada se testiranje prekida i zaključuje da broj kointegracijskih relacija iznosi r (Bahovec i Erjavec, 2009).

4.3.2. Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti

Johansenovim testom najveće svojstvene vrijednosti (λ_{max}):

$$\lambda_{max} = \lambda_{max}(r) = -T \times \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots, (n - 1) \quad (57)$$

gdje $\hat{\lambda}_{r+1}$ predstavlja $(r+1)$ svojstvenu vrijednost matrice $\hat{\Pi}^{49}$, testira se nulta hipoteza koja pretpostavlja da je broj kointegracijskih vektora jednak r , a alternativna da je on jednak $r+1$ (Bahovec i Erjavec, 2009).

Sam postupak testiranja, kao i u slučaju testa traga matrice, započinje s veličinom $r=0$ te se nastavlja sve dok se nulta hipoteza na može u konačnici odbaciti (u kojem je slučaju broj kointegracijskih vektora jednak broju r koji je korišten u posljednjoj iteraciji testiranja).

Kritične vrijednosti relevantne za provedbu oba Johansenova testa sastavni su dio standardnog ispisa statističkog programa EViews.

4.4. Određivanje optimalne duljine pomaka i determinističke komponente vektorskog modela korekcije pogreške

Jedna od osnovnih pretpostavki Johansenove procedure utvrđivanja kointegracije je primjerena specifikacija VEC modela nad kojim se postupak provodi, a koja često ovisi o početno ispravnom odabiru: (a) optimalne duljine pomaka modelom obuhvaćenih vremenskih nizova, i (b) determinističke komponente modela, koja može uključivati konstantu odnosno odsječak na okomitoj osi, trend i/ili binarne varijable.

Kada je riječ o utvrđivanju optimalne duljine pomaka, ako je ista premala, greške procijenjenog modela neće biti stacionarne, dok uključivanje prevelike duljine pomaka smanjuje broj

⁴⁹ Značenje simbola T , n i r isto je kao u slučaju Johansenova testa traga matrice.

stupnjeva slobode čime se narušava snaga samoga testa (Bahovec i Erjavec, 2009). Kako bi se izbjegao spomenuti problem, u empirijskim se analizama na početku vrlo često odabire veća duljina pomaka, koja se postupno smanjuje testiranjem koje se oslanja na pripadajuće rezultate statističke značajnosti.

Optimalna duljina pomaka može se odrediti i minimiziranjem tzv. informacijskih kriterija koji mjere koliko dobro model opisuje podatke, odnosno pronalaženjem optimalnog kompromisa između dodavanja varijabli u model s ciljem smanjivanja sume kvadrata grešaka i nastojanja da se sačuva dovoljan broj stupnjeva slobode (princip parsimonije⁵⁰) (Bahovec i Erjavec, 2009). U tu svrhu najčešće korišteni informacijski kriteriji uključuju: Akaikeov informacijski kriterij (AIC), Schwarzov ili Schwarz-Bayesov kriterij (SC ili SBC) i Hannan-Quinnov kriterij (HC).

Uz pretpostavku da su greške relacije normalno distribuirane, AIC, SC i HQ kriteriji definirani su kao:

$$AIC = T \times \ln\left(\frac{2\pi \times SR}{T}\right) + 2M \quad (58)$$

$$SC = T \times \ln\left(\frac{SR}{T}\right) + M \times \ln(T) \quad (59)$$

$$HQ = T \times \ln\left(\frac{SR}{T}\right) + 2 \times M \times \ln[\ln(T)] \quad (60)$$

pri čemu je L oznaka za maksimum funkcije vjerodostojnosti procijenjenog modela, M ukupan broj parametara autoregresivnog modela pomičnog prosjeka (ARMA), T broj podataka koji se koristi u procjeni, a SR suma kvadrata grešaka odstupanja procijenjenog modela (Bahovec i Erjavec, 2009). Informacijski kriteriji najniže vrijednosti, koje podastiru statistički programi za obradu vremenskih nizova, upućuju da je riječ o modelu boljih obilježja u pogledu optimalne duljine pomaka.

S druge strane, istovremena prisutnost jediničnog korijena i determinističke komponente u VEC modelu testira se Dickey-Fuller skupnim F-testovima. Ukoliko grafički prikazi vremenskih nizova i ekonomska intuicija ne olakšavaju početni izbor, uvriježena je praksa da se u postupku testiranja započinje s najopćenitijim modelom, odnosno specifikacijom koji sadrži više determinističkih komponenata (Bahovec i Erjavec, 2009). U prvome se koraku tako najčešće testira model s konstantom i trendom, u drugom s konstantom i bez trenda, a u trećem i bez

⁵⁰ Princip odabira jednostavnijeg modela, odnosno modela koji uključuje manji broj relevantnih varijabli.

konstante i bez trenda (u sva tri slučaja s odgovarajućom duljinom pomaka). Postupak testiranja dodatno otežava činjenica da determinističke komponente mogu biti neograničene ili ograničene samo na kointegrirani prostor odnosno dugoročni ravnotežni odnos. Ekonometrijskom analizom dobivena Dickey-Fuller skupna F-test veličina potom se uspoređuje s kritičnim granicama koje su izračunali Dickey i Fuller (1981), a koje izravno podastire većina relevantnih statističkih programa.

4.5. Statistička značajnost dugoročnih koeficijenata

Za varijable obuhvaćene kointegracijskom relacijom treba provjeriti jesu li statistički značajne, odnosno pridonose li statistički značajno objašnjavanju zajedničke dinamike u srednjem (dugom) roku. Ocjena statističke značajnosti provodi se formalnim testovima pri čemu se nultom hipotezom pretpostavlja da je dugoročni koeficijent (parametar) uz varijablu obuhvaćenu testiranim vektorom jednak nuli odnosno da nije statistički značajan. Alternativna hipoteza pak pretpostavlja da je vrijednost parametra različita od nule. Nulta se hipoteza odbacuje ako je empirijska razina signifikantnosti (p -vrijednost) manja od pretpostavljene teorijske razine signifikantnosti (Bahovec i Erjavec, 2009).

4.6. Primjerena specificiranost grešaka kointegracijske relacije

Multivarijatnom dijagnostikom grešaka kointegracijske relacije, odnosno testovima robusnosti provjerava se je li ocijenjeni vektorski model korekcije pogreške s odabranom duljinom pomaka i determinističkom komponentom primjereno specificiran. Pokazatelji primjerenosti grešaka pritom se temelje na tri standardna testa: testu normalne distribuiranosti, testu serijalne korelacije (autokorelacije) i testu heteroskedastičnosti grešaka relacije.

4.6.1. Normalna distribuiranost grešaka relacije

Jedna od pretpostavki koja u slučajevima višestruke regresije mora biti zadovoljena odnosi se na normalnu distribuiranost grešaka relacije, odnosno normalnu distribuiranost razlika između povijesnih opažanja zavisne varijable i empirijski procijenjenih vrijednosti zavisne varijable

kroz vrijeme. Iako normalna distribuiranost grešaka relacije nije nužna za procjenu parametara modela, ista je nužna za testiranje hipoteza i izračunavanje intervalnih procjena jer se t -test, F -test i χ^2 -test oslanjaju na pretpostavku normalnosti grešaka relacije⁵¹ (Bahovec i Erjavec, 2009).

Pomoć u otkrivanju problema nenormalnosti grešaka relacije može pružiti dijagram vjerojatnosti, dok se formalna potvrda nenormalnosti provodi uz pomoć Jarque-Bera testa. Jarque-Bera test polazi od činjenice da je treći moment oko sredine normalno distribuirane slučajne varijable ili koeficijent asimetrije jednak nuli ($\alpha_3=0$), a četvrti moment ili koeficijent zaobljenosti jednak trojki ($\alpha_4=3$) (Bahovec i Erjavec, 2009). Oslanjajući se na metodu najmanjih kvadrata, Jarque-Bera test računa odstupaju li značajno treći i četvrti momenti grešaka empirijskog modela od pripadajućih veličina za normalnu distribuciju, pri čemu su nulta i alternativna hipoteza Jarque-Bera testa definirane kao:

$$H_0 : \text{greške relacije su normalno distribuirane} \quad (61)$$

$$H_1 : \text{greške relacije nisu normalno distribuirane} \quad (62)$$

Pod pretpostavkom normalnosti, Jarque-Bera test veličina pripada χ^2 -distribuciji s 2 stupnja slobode, a nulta hipoteza odbacuje se kao lažna ako je:

$$JB > \chi^2(2) \quad (63)$$

ili, jednostavnije, ako je empirijska razina signifikantnosti (p -vrijednost) manja od teorijske razine signifikantnosti α (Bahovec i Erjavec, 2009).

4.6.2. Nepostojanje serijalne korelacije (autokorelacije) među greškama relacije

Ako u modelu višestruke regresije greške relacije nisu međusobno nezavisne i identično distribuirane normalne slučajne varijable s varijancom σ^2 :

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{Cov}(\varepsilon_i; \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (64)$$

javlja se problem serijalne korelacije ili autokorelacije, zbog čega izračunavanje standardnih pogrešaka procijenjenih parametara standardnim formulama dovodi do pogrešnih zaključaka,

⁵¹ Što poglavito vrijedi za empirijske analize temeljene na malom broju dostupnih opažanja, odnosno u slučajevima kada se ne može primijeniti središnji granični teorem.

odnosno intervalne procjene, t -testovi i F -testovi također više nisu pouzdani (Bahovec i Erjavec, 2009).

Problem serijalne korelacije u stohastičkom procesu može se vizualno uočiti na temelju dijagrama rasipanja ili grafičkim prikazom autokorelacijske funkcije (AC) ili parcijalne autokorelacijske funkcije (PAC) odstupanja grešaka relacije, poznate još kao korelogrami odstupanja grešaka (Bahovec i Erjavec, 2009). Formalno utvrđivanje problema autokorelacije provodi se testiranjem. Najpoznatiji test kojim se ispituje postoji li problem serijalne korelacije prvoga reda je Durbin-Watsonov (DW) test, dok se za otkrivanje autokorelacije višeg reda najčešće koriste Ljung-Boxov (primjenjuje se u doktorskome radu) ili Breusch-Godfreyev test.⁵²

Ljung-Boxov test je skupni test kojim se ocjenjuje značajnost prvih k koeficijenata autokorelacije odstupanja grešaka, pri čemu nulta hipoteza pretpostavlja da su svi koeficijenti autokorelacije (do reda k) jednaki nuli, nasuprot alternativnoj hipotezi da je barem jedan od njih različit od nule (Bahovec i Erjavec, 2009):

$$H_0 : \rho(1) = \rho(2) = \dots = \rho(k) = 0 \quad (65)$$

$$H_1 : \exists \rho(j) \neq 0 \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (66)$$

Kao i u slučaju testa za ocjenu normalnosti greške relacije, i ovdje se nulta hipoteza odbacuje ako je empirijska razina signifikantnosti (p -vrijednost) manja od teorijske razine signifikantnosti α .

4.6.3. Homoskedastičnost grešaka relacije

Heteroskedastičnost podrazumijeva nejednaku varijancu slučajnih varijabli, za razliku od pojma homoskedastičnosti kojim se označava nepromjenjivost varijance slučajne varijable. U slučaju da su greške modela pogođene problemom heteroskedastičnosti, intervalne procjene i testovi značajnosti pojedinih regresorskih varijabli više nisu pouzdani te mogu navesti na krive zaključke (Bahovec i Erjavec, 2009).

⁵² Oba se spomenuta testa temelje na metodi Lagrangeovih multiplikatora.

Iako je heteroskedastičnost moguće uočiti na dijagramima rasipanja, prisutnost ovoga problema formalno se potvrđuje testiranjem. Postoji niz testova za utvrđivanje heteroskedastičnosti⁵³, od kojih se u doktorskom radu koristi Whiteov test Lagrangeovih multiplikatora (LM).

Nulta hipoteza svih LM-testova, pa tako i Whiteovog testa, pretpostavlja da je varijanca slučajnih varijabli homoskedastična, dok se alternativna hipoteza odnosi na njihovu heteroskedastičnost:

$$H_0 : \text{varijanca reziduala je nepromjenjiva (homoskedastična)} \quad (67)$$

$$H_1 : \text{varijanca reziduala je promjenjiva (heteroskedastična)} \quad (68)$$

Whiteov test se provodi u nekoliko koraka, no u osnovi oslanja se na usporedbu procjena varijanci dobivenih metodom najmanjih kvadrata u polaznoj (homoskedastičnost) i pomoćnoj (heteroskedastičnost) regresiji, pri čemu razlika u slučaju da greške odstupanja nisu pogodne problemom heteroskedastičnosti ne bi trebala biti statistički značajna između dvije provedene regresije (Bahovec i Erjavec, 2009).

Whiteova test veličina (W) ima asimptotsku χ^2 -distribuciju pri čemu je njen broj stupnjeva slobode, r , određen brojem regresorskih varijabli u pomoćnoj regresijskoj jednadžbi (Bahovec i Erjavec, 2009). EViews relevantan ispis standardno navodi dvije veličine: Whiteovu, W -test veličinu, koja je jednaka umnošku veličine uzorka (n) i koeficijenta determinacije (R^2) pomoćne regresijske jednadžbe, te F -test veličinu koja se odnosi na skupni F -test značajnosti regresijskih varijabli u modelu (Bahovec i Erjavec, 2009). Ukoliko je pripadajuća vjerojatnost uz W -test veličinu veća od uobičajenih razine signifikantnosti (5% ili 1%), nulta hipoteza o homoskedastičnosti varijance grešaka relacije ne može se odbaciti.

⁵³ Između ostalih: Goldfield-Quandtov test te različiti testovi koji se oslanjaju na Lagrangeove multiplikatore (LM), poput Breusch-Pagan LM-test, Gleisero LM-test, Parkov LM-test, Harvey-Godfrey LM-test i Whiteov LM-test.

4.7. Stabilnost ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške

Provjera stabilnosti potpune VECM specifikacije vrši se na način da se provjeravaju veličine svojstvenih vrijednosti prateće matrice. Prateća matrica (često se u stručnoj literaturi označava slovom A) definirana je na temelju parametara početne VECM specifikacije, a veličina ove blok matrice određena je brojem opažaja (T) i brojem varijabli (n) uključenih u VEC model (Bahovec i Erjavec, 2009). Uvažavajući spomenuto, prateća matrica je reda ($Tn \times Tn$), u kojoj I predstavlja jediničnu matricu reda n :

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{n-1} & A_n \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I & 0 \end{bmatrix} \quad (69)$$

Prateća matrica VEC modela s n brojem endogenih varijabli obuhvaćenih u modelu i r identificiranih kointegracijskih relacija imat će $r-k$ jediničnih svojstvenih vrijednosti (jediničnih korijena), pri čemu, ukoliko je proces stabilan, moduli preostalih r svojstvenih vrijednosti moraju biti zamjetno manji od jedinice (Bahovec i Erjavec, 2009). Test stabilnosti VEC specifikacije ujedno je i svojevrsni test potvrde je li ranije utvrđeni broj kointegracijskih relacija ispravan.

4.8. Ocjena koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja

Nakon što se ocijeni kointegracijska/e relacija/e oslanjanjem na vektorski model korekcije pogreške te potvrdi primjerenost specifikacije i stabilnost VEC modela, bihevioralni ravnotežni tečaj izvodi se primjenom ocijenjenih dugoročnih koeficijenata (parametara kointegracijske relacije) na povijesna ostvarenja modelom obuhvaćenih vremenskih nizova, uključujući i relevantne determinističke komponente.

5. EKONOMETRIJSKI PRISTUPI ZA OCJENU KONCEPTA PERMANENTNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA

5.1. Bihevioralni ravnotežni tečaj kao polazišna osnova za ocjenu permanentnog ravnotežnog tečaja

Kao što je istaknuto u radovima MacDonald i Ricci (2004) te Beza-Bojanowska i MacDonald (2009), realni tečaj može odstupati od bihevioralne ravnoteže zbog toga što faktori i fundamenti iz kojih je izveden BEER nisu pri svojoj srednjoročno (dugoročno) ravnotežnoj razini u određenom razdoblju/ima odnosno zbog toga što na njih utječu prolazni i/ili privremeni šumovi. Upravo iz tih razloga, brojni empirijski radovi, nakon što ocjene BEER, pristupaju i ocjeni koncepta permanentnog ravnotežnog tečaja, pri čemu se iz varijabli temeljem kojih je ocijenjen bihevioralni ravnotežni tečaj različitim pristupima uklanja iregularna komponenta.

5.2. Uklanjanje iregularne komponente iz pojedinačnih vremenskih nizova

Postoje dva različita pristupa za uklanjanje iregularne komponente iz pojedinačnih vremenskih nizova od kojih se prvi temelji na izvođenju dugoročnih trendova primjenom Hodrick-Prescott filtra, a drugi na Gonzalo-Granger (1995) dekompoziciji vremenskih nizova obuhvaćenih pripadajućim vektorskim modelom korekcije pogreške.

5.2.1. Hodrick-Prescott dekompozicija za uklanjanje iregularne komponente iz pojedinačnih vremenskih nizova

Hodrick-Prescott filtriranje ili dekompozicija je statistička metoda kojom se uklanja ciklička komponenta vremenskog niza kako bi se u konačnici dobila izglađenija forma, odnosno reprezentacija niza koja je osjetljivija na dugoročne, a manje osjetljiva na kratkoročne fluktuacije. Iako spomenutu dekompoziciju u svojim radovima prvi opisuje Whittaker (1923), kao njeni tvorcii uglavnom se spominju Robert Hodrick i Edward Prescott koji su i zaslužni za njenu široku primjenu u ekonomskim empirijskim istraživanjima (tijekom kasnih 1990-ih i to poglavito u analizi poslovnih ciklusa).

Hodrick i Prescott (1997) polaze od pretpostavke da se vremenski niz y_t (koji obuhvaća razdoblje $t = 1, 2, \dots, T$) može raščlaniti na: trend komponentu (τ_t), cikličku komponentu (c_t) i greške (ε_t):

$$y_t = \tau_t + c_t + \varepsilon_t \quad (70)$$

Za optimalno odabrani pozitivan multiplikator λ (tzv. parametar izgladivanja) postoji pripadajuća trend komponenta koja rješava problem minimizacije definiran kao (Hodrick i Prescott, 1997):

$$\min_t [\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2] \quad (71)$$

Prvi član gore istaknutog problema minimizacije odnosi se na sumu kvadrata odstupanja ($y_t - \tau_t$) kojom se nastoji korigirati (ukloniti) ciklička komponenta. Drugi član problema minimizacije je umnožak parametra λ i sume kvadrata drugih diferencija cikličke komponente kojima se nastoje korigirati (ublažiti) varijacije u stopi rasta trend komponente. Što je parametar izgladivanja λ veći, izraženije je uklanjanje cikličke komponente i ublažavanje varijacija u stopi rasta trend komponente u vremenskome nizu.

5.2.2. Gonzalo-Granger dekompozicija za identificiranje trajne i prolazne komponente u pojedinačnim vremenskim nizovima

Gonzalo-Granger dekompozicija polazi od Johansenova (1995) nalaza da se standardna VECM reprezentacija može prikazati u zapisu pomičnih prosjeka kao:

$$y_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C \eta + C(L)(\varepsilon_t + \eta) \quad (72)$$

gdje je:

$$C = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} (I - \sum_1^{k-1} \phi_i) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} = A \alpha'_{\perp} \quad (73)$$

a α_{\perp} i β_{\perp} su ortogonalni komplementi matrice α i matrice β , pri čemu α_{\perp} određuje prostor zajedničkih stohastičkih trendova koji dominantno oblikuju VECM sustav (Maeso-Fernandez, Osbat i Schnatz, 2001). Matrica A obuhvaća faktore koji pokazuju u kojoj mjeri zajednički stohastički trend utječe na pojedinačnu varijablu obuhvaćenu sustavom, dok matrica C pokazuje kombinirani učinak ortogonalnih komponenata (Maeso-Fernandez, Osbat i Schnatz, 2001).

Ukoliko su vremenski nizovi obuhvaćeni modelom kointegrirani (što pretpostavlja da je vektor y_t reduciranog ranga, odnosno da je broj identificiranih kointegracijskih relacija, r , manji od broja varijabli obuhvaćenih modelom, n , pri čemu razlika $n-r$ ujedno određuje i broj zajedničkih faktora, f_t), Gonzalo i Granger (1995) ističu da se nestacionarni vremenski niz može rastaviti na (trajne) nestacionarne (P_t) i (prolazne) stacionarne (T_t) elemente:

$$y_t = P_t + T_t \quad (74)$$

ako i samo ako prolazna komponenta ne utječe u smislu Granger uzročnosti na trajnu komponentu, što je zadovoljeno ako vrijedi (Maeso-Fernandez, Osbat i Schnatz, 2001):

$$f_t = \alpha'_\perp y_t \quad (75)$$

pri čemu su trajna i prolazna komponenta onda jednake:

$$P_t = \beta_\perp (\alpha'_\perp \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp y_t = A_1 f_t \quad (76)$$

$$T_t = \alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' y_t = A_2 \beta' y_t \quad (77)$$

Drugim riječima, ukoliko je vektor y_t reduciranoga ranga r ($r < n$), onda se elementi tog vektora mogu razdvojiti na manji broj ($n-r$) zajedničkih faktora odnosno varijabli integriranih prvoga reda te na neke prolazne elemente integrirane nultog reda (Clark i MacDonald, 2000). Gonzalo-Granger dekompozicija stoga je na tragu zaključka koji su još ranije izveli Beveridge i Nelson (1981), a koja govori da se trajna komponenta nekog vremenskog niza uobičajeno interpretira kao I(1) proces, dok je prolazna komponenta tog niza stacionarna odnosno reda integriranosti I(0).

5.3. Hodrick-Prescott dekompozicija za uklanjanje iregularne komponente iz ocijenjenog agregata (bihevioralnog ravnotežnog tečaja)

U nekim se empirijskim radovima permanentni ravnotežni tečaj izvodi na način da se Hodrick-Prescott (HP) filter ili dekompozicija izravno primjenjuje na agregat odnosno ocijenjene vrijednosti bihevioralnog ravnotežnog tečaja. Ovaj je pristup suboptimalan u odnosu na dekomponiranje pojedinačnih vremenskih nizova jer se u drugome koraku (izvođenju permanentnog ravnotežnog tečaja) gubi izravna povezanost između ocijenjenih dugoročnih koeficijenata i u VECM-u korištenih ekonomskih faktora i fundamenata. Kada je riječ o samoj metodologiji filtriranja, postupak Hodrick-Prescott dekomponiranja agregata identičan je onome opisanom u cjelini 5.2.1. koja govori o HP filtriranju pojedinačnih vremenskih nizova.

5.4. Ocjena koncepta permanentnog ravnotežnog tečaja

Permanentni ravnotežni tečaj izvodi se na način da se ocijenjeni dugoročni koeficijenti iz vektorskog modela korekcije pogreške temeljem kojeg je ocijenjen bihevioralni ravnotežni tečaj primjene na pojedinačne vremenske nizove iz kojih je uklonjena iregularna komponenta (vidjeti cjelinu 5.2.) i tome pribroji deterministička komponenta (ako je relevantna i statistički značajna) ocijenjena u kointegracijskoj relaciji.

U slučaju izgladivanja agregata (vidjeti cjelinu 5.3.), permanentni ravnotežni tečaj izvodi se izravno primjenom Hodrik-Prescott filtra na ocijenjene vrijednosti bihevioralnog ravnotežnog tečaja.

6. EKONOMETRIJSKA OCJENA BIHEVIORALNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA IZMEĐU HRVATSKE I EUROPODRUČJA

6.1. Definicija varijabli za ocjenu BEER-a između Hrvatske i europa područja i njihovi izvori

Nakon sumarnog pregleda teorijskih pristupa za ocjenu različitih koncepata ravnotežnog tečaja, sažetog prikaza nalaza empirijskih radova o ravnotežnome tečaju u čijem je fokusu bila (i) Hrvatska te opisa glavnih značajki za ocjenu bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja, u nastavku slijedi Tablica 6-1 u kojoj su istaknute definicije, izvori i oznake (kratice) za vremenske nizove (varijable) koje se koriste u empirijskom dijelu doktorskoga rada. Pritom treba naglasiti da sistematizacija varijabli poglavito odražava logiku specifikacije modela bihevioralnog ravnotežnog tečaja i varijabli korištenih u radu Beza-Bojanowska i MacDonald (2009) te jedne zamjenske varijable korištene u radu Peltonen i Sager (2009).

Kada je riječ o frekvencijama, u ekonometrijskoj ocjeni se koriste tromjesečni vremenski nizovi koji obuhvaćaju razdoblje od 1. tromjesečja 2000. godine (prije tog razdoblja nisu dostupni neki od pokazatelja) do 4. tromjesečja 2019. godine, što znači da za svaki pojedinačan vremenski niz postoji 80 opažanja. Svi korišteni vremenski nizovi izvorno su dostupni u tromjesečnim frekvencijama, osim jednog niza koji je iz godišnjih opažanja Denton metodom interpoliran u tromjesečne frekvencije (više o tome u cjelini 6.2.3.).

Tablica 6-1: Vremenski nizovi (varijable) korištene u kvantitativnom istraživanju

Naziv varijable	Definicija varijable	Način mjerenja varijable
1. Realni tečaj između Hrvatske i europa područja (realni tečaj kune prema euru) Kratice: RER	Realni tečaj definira se kao omjer cijena inozemne košarice dobara (inozemna razina cijena pomnožena nominalnim tečajem) i cijena domaće košarice dobara. Izvor definicije: Krugman i Obstfeld (2009)	U radu se koristi realni tečaj između Hrvatske i europa područja (između kune i eura) koji je jednak umnošku nominalnog srednjeg tečaja kune za jedan euro (redak 2 Tablice 6-1) i omjera harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena za europa područje (redak 3) i harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena za Hrvatsku (redak 4).
2. Nominalni tečaj kune prema euru	Nominalni srednji tečaj kune za jedan euro jest aritmetička sredina ponderiranoga kupovnog tečaja i ponderiranoga prodajnog tečaja banaka.	Riječ je o mjesečnom vremenskome nizu kojeg objavljuje Hrvatska narodna banka, a koji pokazuje koliko je kuna potrebno izdvojiti (po srednjem tečaju) za kupnju jednog

	<p>Izvor definicije: Hrvatska narodna banka, Temeljne funkcije, Monetarna politika https://www.hnb.hr/temeljne-funkcije/monetarna-politika/tecajna-lista</p>	<p>eura (indirektno notiranje tečaja). Mjesečni podaci izračunati su pritom kao prosjek ostvarenih dnevnih srednjih deviznih tečajeva, a tromjesečne frekvencije kao prosjek mjesečnih podataka. Izvor podataka: Hrvatska narodna banka https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/financijski-sektor/sredisnja-banka-hnb/srednji-tecaj-hnb-a</p>
<p>3. Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za europodručje</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva te kao takav predstavlja skupinu europskih indeksa potrošačkih cijena izračunanih prema harmoniziranom pristupu i posebnom skupu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije u području eura, Europskoj uniji, Europskome ekonomskom području te za zemlje kandidatkinje. Izvor definicije: Priopćenje Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Indeksi potrošačkih cijena https://www.dzs.hr/</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za europodručje jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva europodručja, pri čemu je izračunat prema harmoniziranom pristupu i posebnom skupu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije. Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?</p>
<p>4. Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za Hrvatsku</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva te kao takav predstavlja skupinu europskih indeksa potrošačkih cijena izračunanih prema harmoniziranom pristupu i posebnom skupu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije u području eura, Europskoj uniji, Europskome ekonomskom području te za zemlje kandidatkinje. Izvor definicije: Priopćenje Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Indeksi potrošačkih cijena https://www.dzs.hr/</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za Hrvatsku jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva u Hrvatskoj, pri čemu je izračunat prema harmoniziranom pristupu i posebnom setu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije. Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?</p>
<p>5. Relativni omjer cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara između Hrvatske i europodručja Kratice: TNT</p>	<p>Relativni omjer cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara (kojime se aproksimira Harrod-Balassa-Samuelson učinak) jednak je omjeru cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara domaćeg gospodarstva podijeljenim omjerom cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara vanjskotrgovinskog partnera. Izvor definicije: Beza-Bojanowska i MacDonald (2009)</p>	<p>U radu je varijabla konstruirana kao omjer cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara za Hrvatsku te cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara za europodručje. Omjer cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara za Hrvatsku konstruiran je kao omjer proizvođačkih cijena za Hrvatsku (redak 6) i harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena za Hrvatsku (redak 4). Omjer cijena razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara za</p>

		europodručje konstruiran je kao omjer proizvođačkih cijena za europodručje (redak 7) i harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena za europodručje (redak 3).
6. Indeks proizvođačkih cijena za Hrvatsku	Indeks proizvođačkih cijena industrije na hrvatskom tržištu mjeri promjene u razini proizvođačkih cijena industrijskih proizvoda koji su proizvedeni i prodani na domaćemu (hrvatskom) tržištu. Izvor definicije: Priopćenje Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Indeksi proizvođačkih cijena industrije https://www.dzs.hr/	Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?
7. Indeks proizvođačkih cijena za europodručje	Indeks proizvođačkih cijena industrije na tržištu europodručja mjeri promjene u razini proizvođačkih cijena industrijskih proizvoda koji su proizvedeni i prodani na tržištu europodručja. Izvor definicije: Priopćenje Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Indeksi proizvođačkih cijena industrije https://www.dzs.hr/	Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?
8. Omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja Kratika: VATNT_INT	Tromjesečni podaci interpolirani Denton metodom iz dostupnih godišnjih podataka. Izvor definicije: Peltonen i Sager (2009)	Računa se kao razlika godišnjih stopa rasta produktivnosti u uslugama i industriji u Hrvatskoj (redak 9) i u europodručju (redak 10).
9. Razlika godišnjih stopa rasta produktivnosti u uslugama i industriji u Hrvatskoj	Računa se kao razlika godišnjih stopa rasta dodane vrijednosti po radniku u uslugama u Hrvatskoj (redak 14) i industriji u Hrvatskoj (redak 12).	Tromjesečna frekvencija, izraženo u postocima
10. Razlika godišnjih stopa rasta produktivnosti u uslugama i industriji u europodručju	Računa se kao razlika godišnjih stopa rasta dodane vrijednosti po radniku u uslugama u europodručju (redak 13) i industriji u europodručju (redak 11).	Tromjesečna frekvencija, izraženo u postocima
11. Realna dodana vrijednost po radniku u industriji u europodručju	Tromjesečni podaci interpolirani Denton metodom iz dostupnih godišnjih podataka. Izvor definicije: Peltonen i Sager (2009)	Tromjesečna frekvencija, izraženo u realnim USD Izvor podataka: Svjetska banka https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
12. Realna dodana vrijednost po radniku u industriji u Hrvatskoj	Tromjesečni podaci interpolirani Denton metodom iz dostupnih godišnjih podataka. Izvor definicije: Peltonen i Sager (2009)	Tromjesečna frekvencija, izraženo u realnim USD Izvor podataka: Svjetska banka https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
13. Realna dodana vrijednost po radniku u uslugama u europodručju	Tromjesečni podaci interpolirani Denton metodom iz dostupnih godišnjih podataka. Izvor definicije: Peltonen i Sager (2009)	Tromjesečna frekvencija, izraženo u realnim USD Izvor podataka: Svjetska banka

		https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
14. Realna dodana vrijednost po radniku u uslugama u Hrvatskoj	Tromjesečni podaci interpolirani Denton metodom iz dostupnih godišnjih podataka. Izvor definicije: Peltonen i Sager (2009)	Tromjesečna frekvencija, izraženo u realnim USD Izvor podataka: Svjetska banka https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
15. Relativni uvjeti razmjene između Hrvatske i europodručja Kratica: TOT	Relativni uvjeti razmjene između domaćeg gospodarstva i vanjskotrgovinskog partnera jednaki su omjeru uvjeta razmjene domaćeg gospodarstva i uvjeta razmjene vanjskotrgovinskog partnera. Izvor definicije: Beza-Bojanowska i MacDonald (2009)	U radu je varijabla konstruirana kao omjer uvjeta razmjene za Hrvatsku (redak 16) i uvjeta razmjene za europodručje (redak 19).
16. Uvjeti razmjene za Hrvatsku	Uvjeti razmjene (engl. <i>terms of trade</i>) predstavljaju omjer cijena izvoznih dobara i cijena uvoznih dobara neke zemlje. Izvor definicije: Krugman i Obstfeld (2009)	U radu je varijabla konstruirana kao omjer deflatora izvoza roba i usluga za Hrvatsku (redak 17) te deflatora uvoza roba i usluga za Hrvatsku (redak 18).
17. Deflator izvoza roba i usluga za Hrvatsku	Implicitni deflator jest indeks dobiven dijeljenjem podataka u tekućim cijenama s podacima u stalnim cijenama. Izvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Izvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena na domaćem tržištu. Izvor definicije: Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Metodološka objašnjenja BDP-a, Deflatori izvoza https://www.dzs.hr/Hrv_Eng/publication/2017/12-01-04_01_2017h_met.doc	Hrvatski izvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Hrvatski izvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena na hrvatskom tržištu. Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?
18. Deflator uvoza roba i usluga za Hrvatsku	Implicitni deflator jest indeks dobiven dijeljenjem podataka u tekućim cijenama s podacima u stalnim cijenama. Uvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu zemalja partnera i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Uvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena najvažnijih trgovačkih partnera. Izvor definicije: Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Metodološka objašnjenja BDP-a, Deflatori uvoza https://www.dzs.hr/Hrv_Eng/publication/2017/12-01-04_01_2017h_met.doc	Hrvatski uvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu zemalja partnera i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Hrvatski uvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena najvažnijih trgovačkih partnera. Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?
19. Uvjeti razmjene za europodručje	Uvjeti razmjene (engl. <i>terms of trade</i>) predstavljaju omjer cijena izvoznih dobara i cijena uvoznih dobara neke zemlje. Izvor definicije: Krugman i Obstfeld (2009)	U radu je varijabla konstruirana kao omjer deflatora izvoza roba i usluga za europodručje (redak 20) te deflatora uvoza roba i usluga za europodručje (redak 21).

20. Deflator izvoza roba i usluga za europodručje	<p>Implicitni deflator jest indeks dobiven dijeljenjem podataka u tekućim cijenama s podacima u stalnim cijenama. Izvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Izvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena na domaćem tržištu.</p> <p>Izvor definicije: Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Metodološka objašnjenja BDP-a, Deflatori izvoza</p>	<p>Izvoz roba europodručja deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na trećim tržištima i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Izvoz usluga europodručja deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena na tržištu europodručja.</p> <p>Tromjesečna frekvencija, indeks.</p> <p>Izvor podataka: Eurostat</p>
21. Deflator uvoza roba i usluga za europodručje	<p>Implicitni deflator jest indeks dobiven dijeljenjem podataka u tekućim cijenama s podacima u stalnim cijenama. Uvoz roba deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na nedomaćem tržištu zemalja partnera i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Uvoz usluga deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena najvažnijih trgovačkih partnera.</p> <p>Izvor definicije: Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Metodološka objašnjenja BDP-a, Deflatori uvoza, str. 6.</p>	<p>Uvoz roba europodručja deflaciran je indeksima proizvođačkih cijena industrije na tržištima zemalja partnera i indeksima jedinične vrijednosti Fisherova tipa. Uvoz usluga europodručja deflaciran je odgovarajućim indeksima cijena najvažnijih trgovačkih partnera.</p> <p>Tromjesečna frekvencija, indeks.</p> <p>Izvor podataka: Eurostat</p>
22. Neto inozemna aktiva Hrvatske, u % BDP-a Kratice: NFA	<p>Inozemna aktiva (neto) Hrvatske jest razlika između zbroja inozemnih aktiva Hrvatske narodne banke i drugih monetarnih financijskih institucija i zbroja inozemnih pasiva Hrvatske narodne banke i drugih monetarnih financijskih institucija.</p> <p>Izvor definicije: Hrvatska narodna banka, Statistika, Statistički podaci</p>	<p>Neto inozemna aktiva Hrvatske, izražena u postotku BDP-a, izvedena je kao omjer neto inozemne aktive Hrvatske na kraju tromjesečja, izraženo u mil. HRK (redak 23) i relevantnog tromjesečnog nominalnog bruto domaćeg proizvoda Hrvatske, izraženog u mil. HRK (redak 24).</p>
23. Neto inozemna aktiva Hrvatske, u mil. HRK	<p>Inozemna aktiva (neto) Hrvatske jest razlika između zbroja inozemnih aktiva Hrvatske narodne banke i drugih monetarnih financijskih institucija i zbroja inozemnih pasiva Hrvatske narodne banke i drugih monetarnih financijskih institucija.</p> <p>Izvor definicije: Hrvatska narodna banka, Statistika, Statistički podaci</p>	<p>Tromjesečna frekvencija (stanja na kraju razdoblja), izraženo u mil. HRK.</p> <p>Izvor podataka: Hrvatska narodna banka</p>
24. Bruto domaći proizvod Hrvatske, u mil. HRK	<p>Bruto domaći proizvod (BDP) je mjera ukupnog proizvoda u računima</p>	<p>Tromjesečna frekvencija, izraženo u mil. HRK.</p>

	<p>nacionalnog dohotka. Postoje tri ekvivalentna načina definiranja BDP-a, dva s proizvodne i jedan s dohodovne strane. BDP je vrijednost finalnih proizvoda i usluga proizvedenih u gospodarstvu tijekom danog razdoblja. BDP je zbroj dodane vrijednosti u gospodarstvu tijekom danog razdoblja. BDP je zbroj dohodaka u gospodarstvu tijekom danog razdoblja.</p> <p>Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?</p>
<p>25. Razlika u realnim prinosima na desetogodišnje državne obveznice između Hrvatske i Njemačke, u postotnim bodovima Kratice: IRD</p>	<p>Razlika u realnim prinosima između zemlje i vanjskotrgovinskog partnera izvodi se kao razlika između realnih prinosa na desetogodišnje državne obveznice između zemlje i vanjskotrgovinskog partnera.</p> <p>Izvor definicije: Beza-Bojanowska i MacDonald (2009)</p>	<p>Razlika u realnim prinosima između Hrvatske i europodručja u radu je izvedena kao razlika između realnih prinosa na desetogodišnje državne obveznice Hrvatske (redak 26) i europodručja, pri čemu je, zbog iznimno heterogenih kretanja ove varijable unutar europodručja nakon izbijanja globalne financijske krize, realan prinos za europodručje aproksimiran realnim prinosom na državne obveznice koje izdaje Njemačka (redak 29).</p> <p>Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotnim bodovima.</p>
<p>26. Realni prinos na desetogodišnje (generičke) državne obveznice Hrvatske, u %</p>	<p>Obveznice različitih dospijeca imaju svoju cijenu i pridruženu kamatnu stopu koja se zove prinos do dospijeca ili jednostavno prinos. Prinos do dospijeca na n-godišnju obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu.</p> <p>Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Realni prinos na desetogodišnje državne obveznice Hrvatske izveden je kao razlika nominalnog prinosa na desetogodišnje državne obveznice Hrvatske (redak 27) i godišnje stope inflacije u Hrvatskoj za relevantno tromjesečje (redak 28).</p>
<p>27. Nominalni prinos na desetogodišnje (generičke) državne obveznice Hrvatske, u %</p>	<p>Obveznice različitih dospijeca imaju svoju cijenu i pridruženu kamatnu stopu koja se zove prinos do dospijeca ili jednostavno prinos. Prinos do dospijeca na n-godišnju obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu.</p> <p>Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Nominalni prinos do dospijeca na desetogodišnju hrvatsku obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu.</p> <p>Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotku.</p> <p>Izvor podataka: BoA Merrill Lynch, Bloomberg</p>
<p>28. Godišnja stopa inflacije u Hrvatskoj, u %</p>	<p>Inflacija je trajan rast opće razine cijena. Stopa inflacije je stopa po kojoj raste opća razina cijene.</p> <p>Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Godišnja stopa inflacije u Hrvatskoj izvedena je kao porast opće razine cijena u Hrvatskoj unutar jednog tromjesečja u godini t u odnosu na cijene koje su prevladavale u Hrvatskoj u istom tromjesečju u godini $t-1$.</p> <p>Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotku.</p> <p>Izvor podataka: Državni zavod za statistiku, https://www.dzs.hr/</p>

<p>29. Realni prinos na desetogodišnje državne obveznice Njemačke, u %</p>	<p>Obveznice različitih dospeljeća imaju svoju cijenu i pridruženu kamatnu stopu koja se zove prinos do dospeljeća ili jednostavno prinos. Prinos do dospeljeća na n-godišnju obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu. Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Realni prinos na desetogodišnje državne obveznice Njemačke izveden je kao razlika nominalnog prinosa na desetogodišnje državne obveznice Njemačke (redak 30) i godišnje stope inflacije u Njemačkoj za relevantno tromjesečje (redak 32).</p>
<p>30. Nominalni prinos na desetogodišnje državne obveznice Njemačke, u %</p>	<p>Obveznice različitih dospeljeća imaju svoju cijenu i pridruženu kamatnu stopu koja se zove prinos do dospeljeća ili jednostavno prinos. Prinos do dospeljeća na n-godišnju obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu. Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Nominalni prinos do dospeljeća na desetogodišnju njemačku obveznicu je konstantna godišnja kamatna stopa koja čini današnju cijenu obveznice jednaku sadašnjoj vrijednosti budućih isplata na obveznicu. Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotku. Izvor podataka: BoA Merrill Lynch, Bloomberg</p>
<p>31. Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za Njemačku</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva te kao takav predstavlja skupinu europskih indeksa potrošačkih cijena izračunanih prema harmoniziranom pristupu i posebnom skupu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije u području eura, Europskoj uniji, Europskome ekonomskom području te za zemlje kandidatkinje. Izvor definicije: Priopćenje Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Indeksi potrošačkih cijena https://www.dzs.hr/</p>	<p>Harmonizirani indeks potrošačkih cijena za Njemačku jest ekonomski pokazatelj koji mjeri promjenu u razini cijena dobara i usluga koje u tijeku vremena nabavljaju, koriste se njima ili plaćaju kućanstva u Njemačkoj, pri čemu je izračunat prema harmoniziranom pristupu i posebnom skupu definicija koji omogućuje usporedivu mjeru inflacije. Tromjesečna frekvencija, indeks. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?</p>
<p>32. Godišnja stopa inflacije za Njemačku, u %</p>	<p>Inflacija je trajan rast opće razine cijena. Stopa inflacije je stopa po kojoj raste opća razina cijena. Izvor definicije: Blanchard (2003)</p>	<p>Godišnja stopa inflacije u Njemačkoj izvedena je kao porast opće razine cijena u Njemačkoj unutar jednog tromjesečja u godini t u odnosu na cijene koje su prevladavale u Njemačkoj u istom tromjesečju u godini $t-1$. Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotku. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?</p>
<p>33. Javni dug opće države, Hrvatska, u postotnim bodovima (razlika između stanja duga, izraženog u % BDP-a, i referentne vrijednosti koja iznosi –60% BDP-a) Kratica: PDBT</p>	<p>Riječ je o jednoj od dvije varijable kojom se mjeri premija rizika fiskalne pozicije u gospodarstvu, a izvodi se kao razlika stanja javnog duga države i uvriježene referentne vrijednosti. Izvor definicije: Beza-Bojanowska i MacDonald (2009)</p>	<p>Javni dug Hrvatske jednak je iznosima koje je država pozajmljivala kako bi financirala prošle proračunske manjkove (deficite). Od relativne varijable, odnosno stanja javnog duga Hrvatske izraženog u postotku BDP-a (redak 34) oduzeta je uvriježena referentna vrijednost za</p>

		ovu varijablu, koja iznosi –60% BDP-a. Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotnim bodovima.
34. Javni dug opće države, Hrvatska, u % BDP-a	Javni ili državni dug čine iznosi koje je država pozajmljivala kako bi financirala prošle proračunske manjkove (deficite). Javni dug države koji posjeduju domaći vjerovnici naziva se unutarnji javni dug. Kada se država zadužuje u inozemstvu, govori se o vanjskom javnom dugu. Izvor definicije: Institut za javne financije, Pojmovnik, Javni dug http://www.ijf.hr/pojmovnik/javni_dug.htm	Stanje javnog duga Hrvatske, izraženo u postotku BDP-a, izvedeno je kao omjer stanja javnog duga Hrvatske na kraju tromjesečja, izraženog u mil. HRK (redak 35), i bruto domaćeg proizvoda, izraženog u mil. HRK (redak 24), za pojedino tromjesečje. Tromjesečna frekvencija, izraženo u % BDP-a.
35. Javni dug opće države, Hrvatska, u mil. HRK	Javni ili državni dug čine iznosi koje je država pozajmljivala kako bi financirala prošle proračunske manjkove (deficite). Javni dug države koji posjeduju domaći vjerovnici naziva se unutarnji javni dug. Kada se država zadužuje u inozemstvu, govori se o vanjskom javnom dugu. Izvor definicije: Institut za javne financije, Pojmovnik, Javni dug http://www.ijf.hr/pojmovnik/javni_dug.htm	Tromjesečna frekvencija, izraženo u mil. HRK. Izvor podataka: Eurostat https://ec.europa.eu/eurostat/home?
36. Saldo proračuna opće države, Hrvatska, u postotnim bodovima (razlika između salda, izraženog u % BDP-a, i referentne vrijednosti koja iznosi –3% BDP-a) Kratica: PBDG	Riječ je o jednoj od dvije varijable kojom se mjeri premija rizika fiskalne pozicije u gospodarstvu, a izvodi se kao razlika salda proračuna opće države i uvriježene referentne vrijednosti. Izvor definicije: Beza-Bojanowska i MacDonald (2009)	Saldo proračuna Hrvatske jednak je razlici proračunskih prihoda Hrvatske i proračunskih rashoda Hrvatske, pri čemu opća država obuhvaća središnju državu te jedinice lokalne uprave i samouprave. Od relativne varijable, odnosno salda proračuna izraženog u postotku BDP-a (redak 37) oduzeta je uvriježena referentna vrijednost za ovu varijablu koja iznosi –3% BDP-a. Tromjesečna frekvencija, izraženo u postotnim bodovima.
37. Saldo proračuna opće države, u % BDP-a	Saldo proračuna opće države mjeri razliku između ukupnih gotovinskih prihoda države i ukupnih gotovinskih rashoda države. Saldo proračuna može poprimiti pozitivan ili negativan predznak pa se tako u prvom slučaju govori o suficitu, a u drugome o deficitu. Izvor definicije: Institut za javne financije, Pojmovnik, Proračunski saldo http://www.ijf.hr/pojmovnik/proracunski_deficit.htm	Saldo proračuna, izražen u postotku BDP-a, izvodi se kao omjer salda proračuna, izraženog u mil. HRK (redak 38), i bruto domaćeg proizvoda, izraženog u mil. HRK (redak 24), za pojedino tromjesečje. Tromjesečna frekvencija, izraženo u % BDP-a.
38. Saldo proračuna opće države, u mil. HRK	Saldo proračuna opće države mjeri razliku između ukupnih gotovinskih prihoda države i ukupnih gotovinskih rashoda države. Saldo proračuna može poprimiti pozitivan ili negativan predznak pa se tako	Tromjesečna frekvencija, izraženo u mil. HRK. Izvor podataka: Hrvatska narodna banka

	<p>u prvom slučaju govori o suficitu, a u drugome o deficitu. Izvor definicije: Institut za javne financije, Pojmovnik, Proračunski saldo http://www.ijf.hr/pojmovnik/proracunski-deficit.htm</p>	<p>https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/opca-drzava/dug-opce-drzave</p>
--	-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Napomene: Vremenski nizovi obuhvaćaju razdoblje od 1. tromjesečja 2000. godine (za ranije godine, primjerice, nisu dostupne vrijednosti za indeks proizvođačkih cijena za Hrvatsku) do 4. tromjesečja 2019. godine. Vremenski niz omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja (redak 8 Tablice 6-1) izvorno je dostupan samo na godišnjoj razini, pri čemu su godišnje vrijednosti interpolirane Denton metodom u tromjesečne vrijednosti.

Izvor: izrada autora

6.2. Transformacije vremenskih nizova

Prije ekonometrijske ocjene neki vremenski nizovi transformirani su, pri čemu se u doktorskome radu transformacije poglavito odnose na uklanjanje sezonske komponente (ako potrebu za tim potvrde formalni statistički testovi) i/ili logaritmiranje. Neki vremenski nizovi podvrgnuti su jednoj, a neki objema spomenutim transformacijama. Kao što je već spomenuto, zbog nedostupnosti izvornih podataka, tromjesečne frekvencije za samo jedan vremenski niz (omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja) interpolirane su Denton metodom iz izvorno dostupnih godišnjih podataka.

6.2.1. Testiranje za prisutnost sezonskog učinka i desezoniranje vremenskih nizova

Brojni mjesečni i tromjesečni vremenski nizovi kolebaju na sličan način iz godine u godinu, odnosno unutar sezonskog perioda koji se najčešće odnosi na kalendarsku godinu. Za takve se nizove kaže da su podložni utjecaju sezone. Kako sezonske varijacije zamjetno utječu na ukupnu varijancu vremenskog niza te mogu rezultirati, između ostaloga, pojavom prividne regresije, prije ocjene modela potrebno je provjeriti jesu li korišteni vremenski nizovi podložni sezonskome utjecaju te, u slučaju potvrdnog statističkog testa, empirijsku analizu temeljiti na desezoniranim vremenskim nizovima.

6.2.1.1. Identifikacija sezonskog učinka

Postupci identifikacije i uklanjanja sezonskog učinka ili učinaka oslanjaju se na modele raščlambe vremenskog niza na trend (T), cikličku (C) i sezonsku (S) komponentu te grešku stohastičke prirode (ε) koju nije moguće objasniti niti jednom od prethodno tri spomenute sastavnice. U slučaju potvrde prisutnosti sezonskog učinka, generički aditivni i multiplikativan model (Bahovec i Erjavec, 2009):

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t \quad (78)$$

$$Y_t = T_t \cdot I_{C_t} \cdot I_{S_t} \cdot \varepsilon_t \quad (79)$$

se desezoniraju na način da se iz njih isključi sezonska komponenta, što u slučaju aditivnog modela znači:

$$Y_t - S_t \quad (80)$$

dok se u slučaju multiplikativnog modela sezonski prilagođeni niz može predstaviti kao:

$$\frac{Y_t}{I_{S_t}} \quad (81)$$

Dodatan problem u otkrivanju i uklanjanju sezonskog učinka proizlazi iz činjenice da sezonska komponenta (S) nije nužno homogena. Naime, sezonska komponenta vremenskog niza može se ponavljati konstantno i sličnog intenziteta unutar sezonskoga perioda kroz vrijeme, u kojem slučaju se kaže da je stabilna ili, s druge strane, po nekom promjenjivom obrascu kroz vrijeme, u kojem slučaju kažemo da je riječ o pomičnoj (promjenjivoj) sezonalnosti. Ukoliko je promjena sezonske komponente naglašena kroz vrijeme, onda sezonski faktori rezultiraju iskrivljenjima stvarne dinamike korištenih nizova u modelu.

Ovisno o vrsti sezonskog utjecaja, razvijeni su brojni testovi kojima se ocjenjuje prisutnost sezonskog učinka te manje ili više kompleksne metode desezoniranja vremenskih nizova. Za ocjenu prisutnosti sezonskog učinka u doktorskom radu se koriste kombinirani testovi za sezonalnost.

6.2.1.2. Kombinirani testovi za potvrdu postojanja sezonskog učinka

Da bi se sezonska komponenta mogla identificirati potrebno je provesti formalni test za potvrdu postojanja/prisutnosti stabilne sezonalnosti i neparametrijski test za potvrdu prisutnosti stabilne

sezonalnosti. Drugim testovima potrebno je pak provjeriti eventualnu prisutnost pomične sezonalnosti.

EViews paket za statističku obradu vremenskih nizova rezultate spomenutih testova nudi pod skupnim nazivom F-testovi za sezonalnost koji su dio tzv. standardne X12 procedure koju je osmislio, koju održava i koju distribuira Statistički ured Sjedinjenih Američkih Država. Spomenuti testovi obuhvaćaju kombinaciju F-testova za stabilnu i pomičnu sezonalnost te Kruskal-Wallis testa za stabilnu sezonalnost. Isti se temelje na F-vrijednostima za stabilnu (F_s) i pomičnu (F_m) sezonalnost te Kruskal-Wallis (χ^2) pokazatelju, pri čemu se zaključivanje o nepostojanju, vjerojatnom nepostojanju ili postojanju sezonskog učinka temelji na slijedećem obrascu:

1. Ukoliko se nulta hipoteza o pomičnoj sezonalnosti ne može odbaciti za razinu signifikantnosti od 0,1% ($P_s \geq 0,001$), statistički program ističe zaključak da vremenski niz nije podložan učinku sezonske komponente (Lothian i Morry, 1978).
2. Ukoliko je nulta hipoteza opisana u koraku (1) odbačena, procedura X12 računa veličine T_1 i T_2 i njihovu prosječnu vrijednost T kao (Lothian i Morry, 1978):

$$T_1 = \frac{7}{F_m} \quad (82)$$

$$T_2 = \frac{3 \cdot F_m}{F_s} \quad (83)$$

$$T = \frac{(T_1 + T_2)}{2} \quad (84)$$

3. Ukoliko se nulta hipoteza o nepostojanju pomične sezonalnosti odbacuje za razinu signifikantnosti od 5% ($P_m < 0,05$) i ukoliko je $T \geq 1,0$, nulta hipoteza o nepostojanju sezonskog učinka se ne odbacuje, a procedura X12 u računalnome programu ističe zaključak da vremenski niz nije podložan učinku sezonske komponente (Lothian i Morry, 1978).
4. Ukoliko nulta hipoteza o nepostojanju sezonalnosti nije potvrđena, a pritom je $T_1 \geq 1,0$ i $T_2 \geq 1,0$ ili pak Kruskal-Wallis χ^2 test za ocjenu postojanja stabilne sezonalnosti ne može odbaciti nultu hipotezu za razinu signifikantnosti od 0,1% ($P_{KW} < 0,001$), procedura X12 u

računalnome programu ističe zaključak da vremenski niz vjerojatno nije podložan učinku sezonske komponente (Lothian i Morry, 1978).

5. Ukoliko se nulte hipoteze o nepostojanju stabilne sezonalnosti povezane s F_s i Kruskal-Wallis χ^2 testa odbacuju i ukoliko se ne prekoračuje niti jedna od kombiniranih veličina opisanih u koraku (2), tada se nulta hipoteza o nepostojanju sezonalnosti odbacuje, a statistički program kao zaključak ističe da je sezonska komponenta prisutna u vremenskom nizu (Lothian i Morry, 1978).

6.2.1.3. Rezultati kombiniranih testova za potvrdu postojanja sezonskog učinka

Rezultati kombiniranih testova provedenih u EViews statističkom programu, odnosno F-vrijednosti za stabilnu (F_s) sezonalnost, upućuju da je stabilna sezonalnost prisutna za razinu signifikantnosti od 0,1% za vremenske nizove: bilateralnog realnog tečaja (RER), omjera cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (TNT), uvjeta razmjene (TOT), neto inozemne aktive Hrvatske (NFA), javnog duga Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PDBT) i proračunskog salda Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PBDG). Spomenute nalaze potvrđuju i neparametarski testovi, odnosno Kruskal-Wallis pokazatelji čije su pripadajuće razine vjerojatnosti za sve spomenute vremenske nizove jednake ili manje od 1%. Dva vremenska niza kod kojih nije potvrđeno prisustvo sezonskog učinka jesu realni kamatni diferencijal (IRD) i omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (VATNT_INT)⁵⁴.

U nastavku slijede dva pojedinačna ogledna primjera kombiniranih F-testova za sezonalnost koji uključuju samo relevantne elemente⁵⁵ preuzete i prevedene na hrvatski jezik iz standardnog EViews ispisa (Tablica 6-2 u kojoj je potvrđena prisutnost sezonskog učinka za realni tečaj

⁵⁴ Što je očekivano, obzirom da je taj vremenski niz, izvorno dostupan u godišnjim frekvencijama, Denton metodom interpoliran kako bi se dobili tromjesečni podaci (više o tome u cjelini 6.2.3).

⁵⁵ U doktorskom radu tablice koje prikazuju rezultate empirijskih testiranja i ocjena temelje se na dijelovima standardnih ispisa EViews statističkog paketa odnosno obuhvaćaju samo dijelove koji su ključni za njihovo razumijevanje. Na zahtjev se mogu dobiti na uvid cjeloviti EViews ispisi na engleskom jeziku.

između Hrvatske i europodručja, RER, te Tablica 6-3 u kojoj nije potvrđena prisutnost sezonske komponente za realni kamatni diferencijal, IRD).

Tablica 6-2: Kombinirani testovi sezonalnosti za realni tečaj između Hrvatske i europodručja (RER)

Test za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti				
	Suma kvadrata	Stupnjevi slobode	Srednja vrijednost	F-vrijednost
Između tromjesečja	26,9908	3	8,99693	53,909**
Greška	12,6836	76	0,16689	
Ukupno	39,6744	79	79	

** Sezonalnost prisutna na razini od 0,1%.

Neparametrijski test za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti		
Kruskal-Wallis pokazatelj	Stupnjevi slobode	Razina vjerojatnosti
60,0046	3	0,000%

Sezonalnost prisutna na razini od 1%.

Napomene: Testovi za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti temelje se na F-vrijednosti, a neparametrijski testovi sezonalnosti na Kruskal-Wallis (χ^2) pokazatelju. Nulta hipoteza pretpostavlja da sezonalnost nije obilježje vremenskoga niza, a alternativna hipoteza da je sezonska komponenta u njemu prisutna.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-3: Kombinirani testovi sezonalnosti za realni kamatni diferencijal između Hrvatske i europodručja (IRD)

Test za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti				
	Suma kvadrata	Stupnjevi slobode	Srednja vrijednost	F-vrijednost
Između tromjesečja	0,0000	3	0,00000	0,303
Greška	0,0006	76	0,00001	
Ukupno	0,0006	79		

Nema dokaza stabilne sezonalnosti na razini od 0,1%.

Neparametrijski test za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti		
Kruskal-Wallis pokazatelj	Stupnjevi slobode	Razina vjerojatnosti
4,1317	3	24,759%

Nema dokaza sezonalnosti na razini od 1%.

Napomene: Testovi za prisutnost sezonalnosti uz pretpostavku stabilnosti temelje se na F-vrijednosti, a neparametrijski testovi sezonalnosti na Kruskal-Wallis (χ^2) pokazatelju. Nulta hipoteza pretpostavlja da sezonalnost nije obilježje vremenskoga niza, a alternativna hipoteza da je sezonska komponenta u njemu prisutna.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-4 daje zbirni prikaz F-vrijednost, Kruskal-Wallis (KW) pokazatelja i pripadajuću razinu vjerojatnosti za svih osam testiranih vremenskih nizova.

Tablica 6-4: F-vrijednosti, Kruskal-Wallis pokazatelji i Kruskal-Wallis pripadajuće razine vjerojatnosti za testove sezonalnosti vremenskih nizova

Vremenski niz	F-vrijednost	Kruskal-Wallis (KW) pokazatelj	KW razina vjerojatnosti (%)
RER	53,909*	60,0046	0,000
TNT	11,110*	23,2609	0,004
VATNT	1,179	0,3412	95,211
TOT	24,031*	41,5172	0,000
NFA	60,287*	56,1846	0,000
IRD	0,303	4,1317	24,759
PDBT	10,376*	21,5657	0,008
PBDG	65,868*	55,3900	0,000

Napomena: Simbol (*) upućuje da je sezonalnost prisutna za razinu signifikantnosti od 1%.

Izvor: izračun autora

Vremenske nizove kod kojih rezultati provedenih testova upućuju na prisutnost sezonske komponente poželjno je desezonirati prije uključivanja u model koji služi za ocjenu dugoročne kointegracijske relacije. U narednoj su cjelini stoga sažeto opisane metode koje se danas najčešće koriste ili su sastavni dio statističkih paketa za uklanjanje sezonske komponente u vremenskim nizovima s potvrđenom sezonalnošću.

6.2.1.4. Metode za uklanjanje sezonske komponente

Statistički paketi za obradu vremenskih nizova danas se najčešće oslanjaju na sljedeće procedure za uklanjanje sezonske komponente: (a) X-12 i X-12 ARIMA (autoregresivni integrirani pomični prosjeci), koje su razvili Statistički ured Sjedinjenih Američkih Država i Statistički ured Kanade; (b) programe TRAMO i SEATS, razvijene u Banci Španjolske; te (c) u najnovijim verzijama statističkih paketa, njihovom kombinacijom (X-13 ARIMA-SEATS).

Izvorište gotovo svih suvremenih metoda sezonske prilagodbe metoda je koju početkom 1930-ih razvija Macaulay (1931). On istražuje razlike u prosječnim vrijednostima vremenskoga niza kroz vrijeme (za kalendarski mjesec ili tromjesečje) i pripadajuće vrijednosti pomičnih prosjeka, a koje mogu upućivati na eventualnu prisutnost trenda. Već 1954. godine Statistički ured SAD-a razvit će prvi program za sezonsku prilagodbu ekonomskih vremenskih nizova koji se temeljio na spomenutom pristupu i isti nastaviti prilagođavati. Poboljšana verzija prvoga programa pojavila se već 1955. pod nazivom *Census Method II*, dok su naredna unaprjeđenja bila imenovana slovom X i pripadajućim rednim brojem. Prva varijanta metode za uklanjanje sezonske komponente iz vremenskog niza, dostupna široj javnosti, pojavila se tako 1960. godine pod nazivom X-3. Statistički ured SAD-a nastavlja s poboljšanjima koja idu u pravcu optimalnijeg konstruiranja pomičnih prosjeka za izračun krivulja sezonskih faktora i trend-ciklusa, pondera za izračun vrijednosti na samome kraju krivulja, procjene učinka radnih dana relevantne za desezoniranje mjesečnih vremenskih nizova te, naposljetku, prilagodbu ekstremnih/atipičnih vrijednosti. Krajem 1965. godine X-11 verzija izvorne Metode II postaje dostupna širokom krugu korisnika (Shiskin, Young i Musgrave, 1967). Istu će 1988. godine unaprijediti Statistički ured Kanade, pri čemu je ta inačica metode desezoniranja i prognoziranja poznata pod imenom X-11 ARIMA (Dagum, 1988). Novija procedura za desezoniranje, poznata kao X-12, odnosno X-12 ARIMA pojavljuje se tijekom 2001. godine (U.S. Bureau of the Census, 2001). Ista uključuje brojna unaprjeđenja X-11 i X-11 ARIMA programa (Findley

et al., 1998), pri čemu od važnijih promjena svakako treba spomenuti uključivanje regARIMA modela⁵⁶. X-12, odnosno X-12 ARIMA metoda danas je jedna od standardnih ponuđenih opcija za uklanjanje sezonskog učinka gotovo svih statističkih programa za obradu vremenskih nizova.

TRAMO (engl. *Time series Regression with ARIMA noise, Missing values and Outliers*) i SEATS (engl. *Signal Extraction in ARIMA Time Series*) statistički su programi za prognoziranje, desezoniranje, ocjenu trend-ciklusa, interpolaciju nedostajućih veličina, identifikaciju i korekciju ekstremnih/netipičnih vrijednosti, procjenu specijalnih učinaka i kvalitativnu kontrolu podataka sadržanih u vremenskome nizu (Maravall i Sanchez, 2000). Spomenute programe, koji se najčešće koriste zajedno, razvili su Gomez i Maraval, djelatnici Banke Španjolske, kao nastavne materijale korištene tijekom brojnih predavanja statističarima zemalja Europske unije na Institutu za izobrazbu europskih statističara u Luxembourggu, a koje će 1996. objediniti, sažeti i objaviti kao radni papir (Gomez i Maravall, 1996). Kao što je već ranije istaknuto, programi TRAMO i SEATS širinom svog obuhvata nadilaze isključivo svojstvo automatiziranog oruđa za desezoniranje, ali se kao takvo standardno nude kao opcija u većini recentnih verzija statističkih paketa za obradu vremenskih nizova.

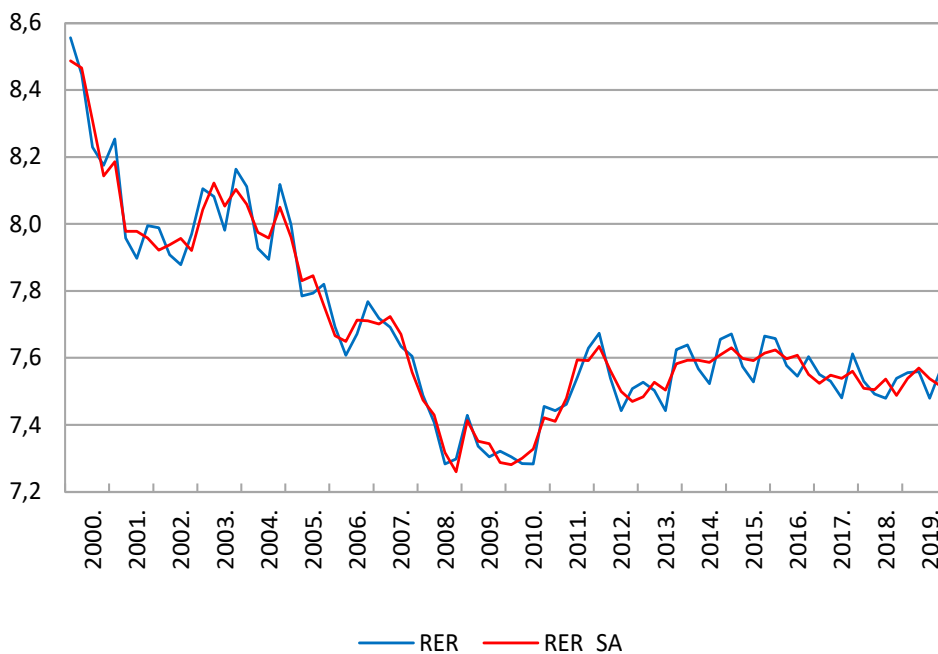
Procedura automatskog prepoznavanja modela, koja čini dio programa TRAMO, i cjelokupni program SEATS prilagođeni su i integrirani u dorađenu verziju programa X-12 ARIMA, a spomenuta inačica najrecentnijeg programa za (između ostaloga) desezoniranje koju je razvio Statistički ured SAD-a poznata je pod nazivom X-13 ARIMA-SEATS. Spomenuti program omogućuje odabir različitih pristupa modela linearne regresije s ARIMA greškama, desezoniranje vremenskih nizova, dijagnostiku kvalitete i stabilnosti sezonske prilagodbe te mogućnosti istovremenog desezoniranja velikog broja vremenskih nizova (Sax i Eddelbuettel, 2018). Statistički ured Europske unije, Eurostat, u suradnji sa Statističkim uredom SAD-a, Europskom središnjom bankom, Bankom Španjolske i Bankom Belgije također radi na računalnom sučelju koje povezuje programe TRAMO-SEATS i X-12 ARIMA pod nazivom JDEMETRA+ (Maravall i Sanchez, 2020).

⁵⁶ Regresijski model s ARIMA greškama relacije.

6.2.1.5. Desezoniranje vremenskih nizova

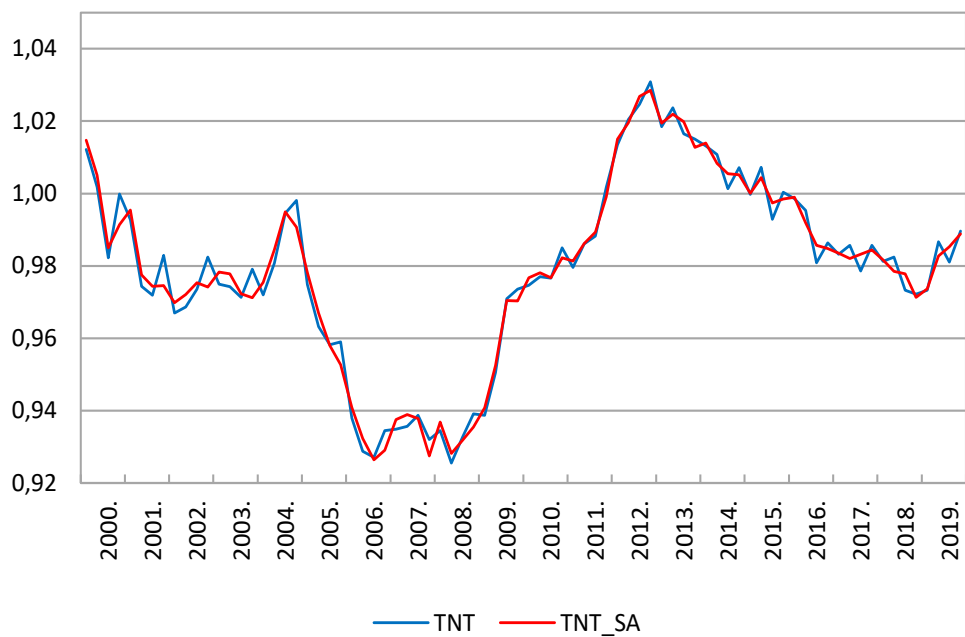
Kako su programi TRAMO i SEATS prvenstveno namijenjeni obradi vremenskih nizova mjesečne ili učestalije (dnevne) frekvencije te zbog činjenice da se identifikacija prisutnosti sezonalnosti testirala testovima (F-test i Kruskal-Wallis test) koji se oslanjaju na fundamente sadržane u X-12 proceduri, u radu se za desezoniranje vremenskih nizova koristi X-12 metoda.

U nastavku su prikazani izvorni (RER, TNT, TOT, NFA, PDBT i PBDG) i desezonirani tromjesečni vremenski nizovi (na koje je dodan nastavak _SA), za koje je formalnim testovima potvrđeno prisustvo sezonskog učinka.



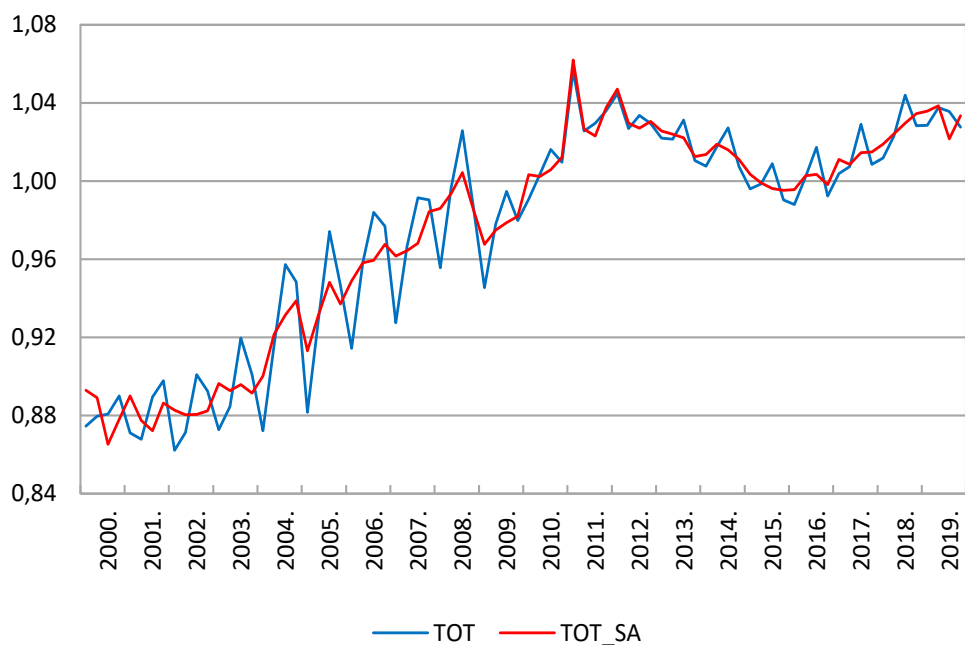
Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-1: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz bilateralnog realnog tečaja (RER i RER_SA)



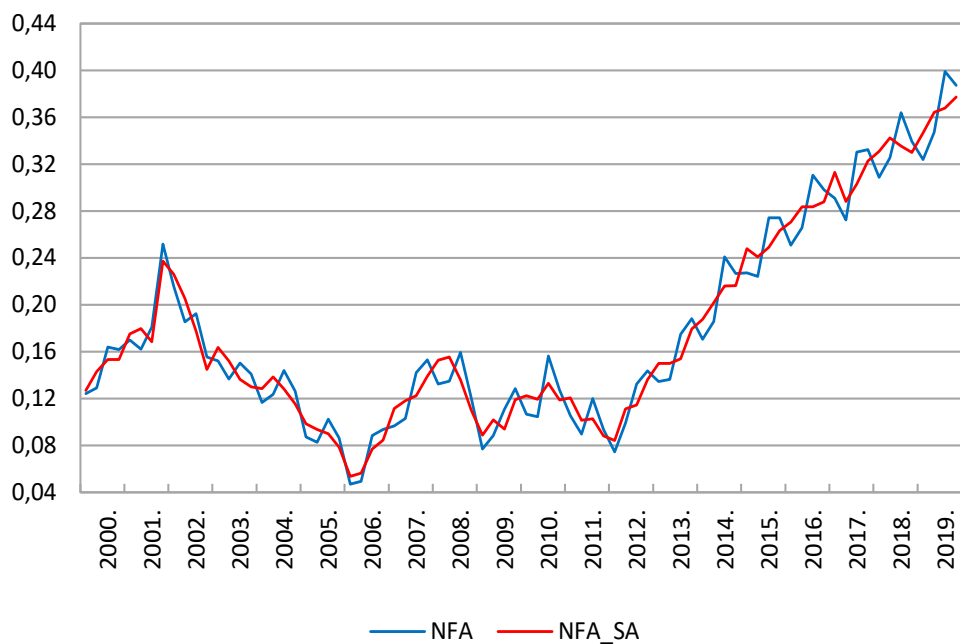
Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-2: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz relativnog omjera cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (TNT i TNT_SA)



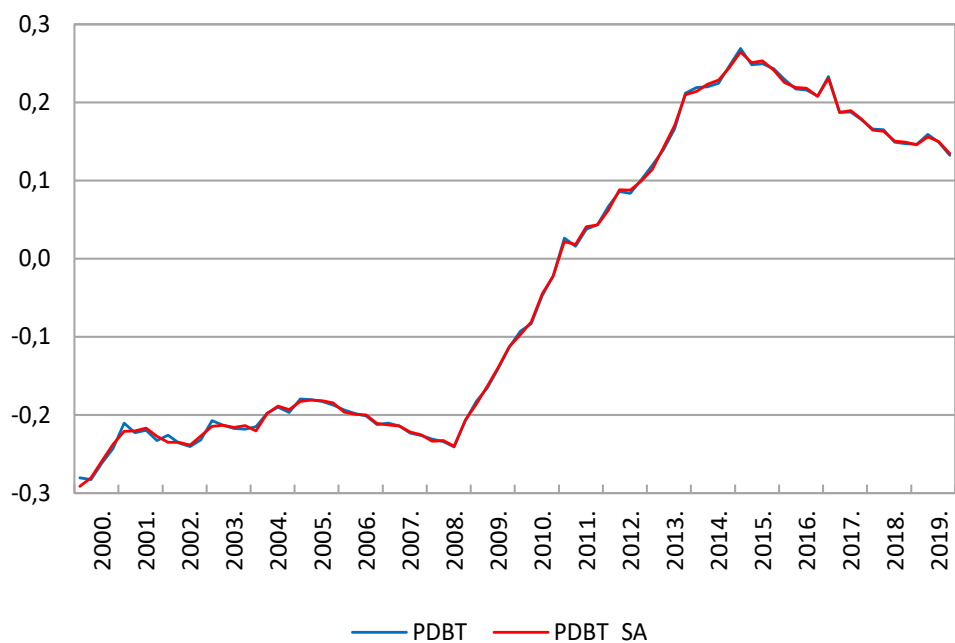
Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-3: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz relativnih uvjeta razmjene (TOT i TOT_SA)



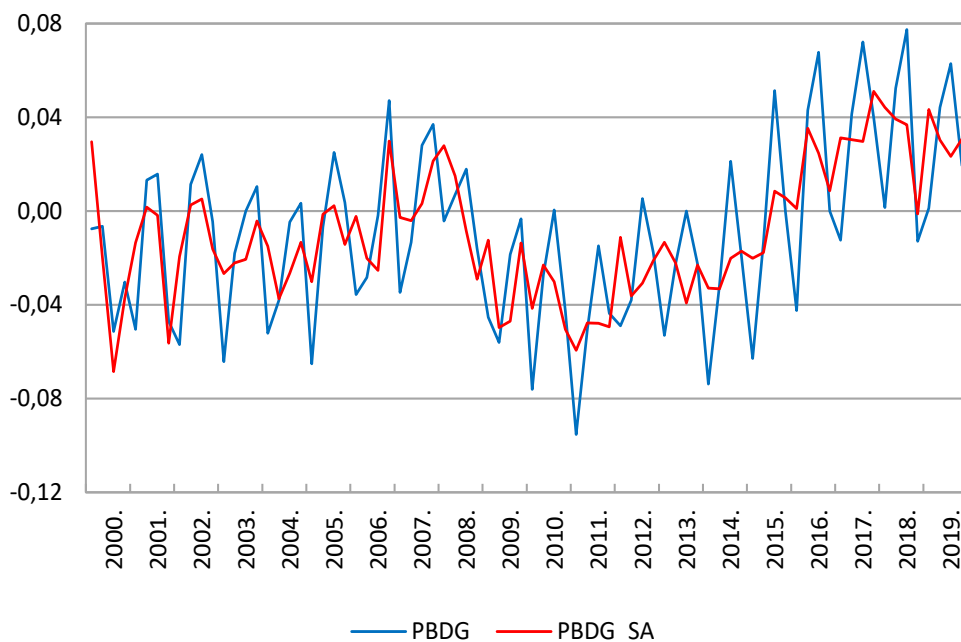
Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-4: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz neto inozemne aktive Hrvatske (NFA i NFA_SA)



Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-5: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz javnog duga Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PDBT i PDBT_SA)



Izvori: vidjeti Tablicu 6-1, izračun autora

Slika 6-6: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz proračunskog salda Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PBDG i PBDG_SA)

Za vremenski niz javnoga duga u odnosu na referentnu vrijednost (PDBT) razlike između izvorne i desezonirane verzije (PDBT_SA) razmjerno su male u čitavome promatranom razdoblju, a takav nalaz uglavnom vrijedi i za realni bilateralni tečaj (RER) i relativni omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (TNT). Sezonska komponenta izraženije je prisutna u vremenskom nizu relativnih uvjeta razmjene (TOT) i to pogotovo u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize, dok je sezonska komponenta u preostalom dijelu obuhvaćenog razdoblja bila manje izražena. Najizraženiji sezonski učinak prisutan je za vremenski niz proračunskog salda u odnosu na referentnu vrijednost (PBDG).

6.2.2. Logaritmiranje vremenskih nizova

Logaritmiranje vremenskih nizova jedan je od često korištenih postupaka u ekonometrijskoj analizi kojemu se, obzirom na model koji se upotrebljava i karakteristike vremenskih nizova, pristupa iz različitih razloga. Jedan od najčešćih razloga logaritmiranja varijabli u empirijskim radovima odnosi se na jednostavnije sagledavanje vrijednosti ocijenjenih parametara u modelu, koji se kod logaritmiranih varijabli mogu tumačiti kao elastičnosti

(parametar uz objasnidbenu varijablu X tako pokazuje za koliko će se posto promijeniti zavisna varijabla Y ako se X poveća za 1%). Drugi razlog zašto se logaritmirane varijable koriste u modelima ispravljanja pogreške jest činjenica da su proporcije stabilnije (stacionarnije) od apsolutno izraženih razlika. Luetkepohl i Xu (2009) također ističu činjenicu da logaritmiranje vremenskih nizova korištenih u modelima vrlo često stabilizira (smanjuje) varijancu niza. Postoje i drugi razlozi zašto se vremenski nizovi logitmiraju pa se, primjerice, u financijskoj ekonometriji nerijetko pribjegava logitmiranju nekih vrlo frekventnih nizova jer isto omogućava razmjerno jednostavno agregiranje (primjerice, logitmiranih prinosa) kroz vrijeme.

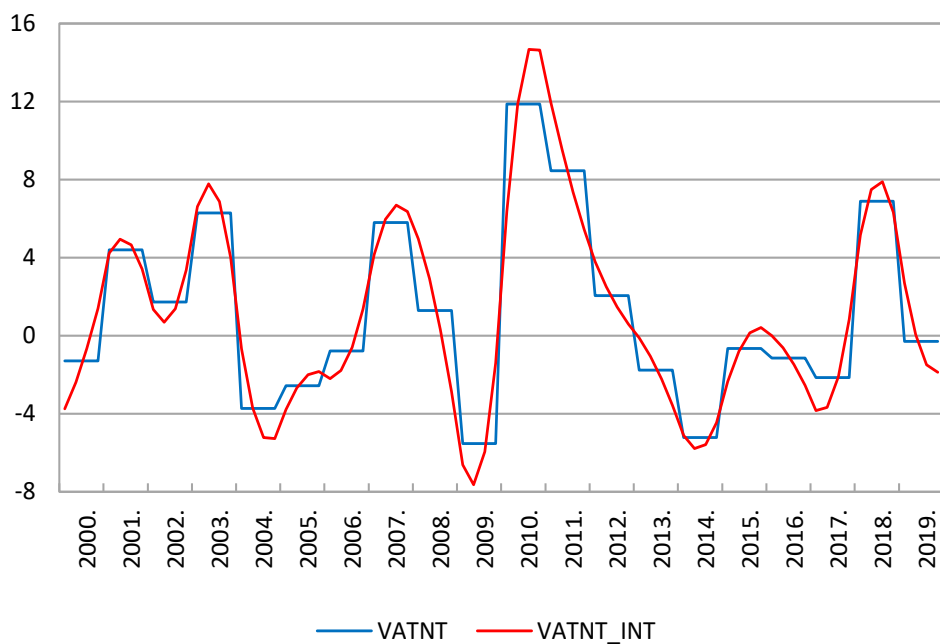
U ovome se doktorskom radu logitmiranju nekih vremenskih nizova poglavito pristupa radi intuitivnijeg poimanja i razumljivijeg tumačenja ocijenjenih parametara (kao elastičnosti). Kako se logitramska transformacija može primijeniti samo na ne-negativne brojčane vrijednosti, a neke korištene varijable u modelu (VATNT, IRD i PBDG) poprimaju i pozitivne i negativne vrijednosti, na spomenutim nizovima ova transformacija nije primijenjena. Dvije varijable (NFA i PDBT), iako poprimaju samo pozitivne vrijednosti, izražene su u postotku BDP-a. Kako kod njih nema velikih razlika između minimalnih i maksimalnih vrijednosti, iste nisu logitmirane. Uvažavajući spomenuto, logitmirani su vremenski nizovi RER, TNT i TOT, i to nakon prvotne sezonske prilagodbe. Kako bi se ukazalo da je izvorna varijabla bila podvrgnuta logitramskoj transformaciji ispred njene skraćenice dodan je prefiks L_{\cdot} .

6.2.3. Interpolacija tromjesečnih iz izvorno dostupnih godišnjih podataka

Prilikom testiranja dugoročne (kointegracijske) relacije između realnog tečaja Hrvatske i europodručja, kao zamjenska varijabla za relativni omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja (TNT), a slijedeći specifikaciju varijabli u radu Peltonen i Sager (2009), u dva od četiri testirana vektora koristi se relativni omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja (VATNT). Problem je što je spomenuti vremenski niz izvorno dostupan samo u godišnjim frekvencijama (o izvorima ove varijable vidjeti Tablicu 6-1), dok su sve ostale varijable izražene u tromjesečnim frekvencijama. Kako bi se spomenuti problem premostio, statistika nudi nekoliko standardnih metoda za vremensko dezagregiranje, odnosno rastav

vremenskog niza niže (godišnje) u niz više (tromjesečne ili mjesečne) frekvencije, pri čemu se kao poznatije metode vremenskog rastava mogu istaknuti: Denton (1971), Chow-Lin (1971), Fernandez (1981) i Litterman (1983). Ono što je zajedničko svim spomenutim metodama jest da one nastoje pronaći nepoznatu ili nepostojeću seriju više frekvencije čiji zbir, prosječne vrijednosti, prva ili posljednja vrijednost odgovara opažanjima poznate ili postojeće serije niže frekvencije (Sax i Steiner, 2013). U slučaju da postoje, neke od ovih metoda koriste se sličnim (indikator) varijablama kako bi dobile što kvalitetniji rastav. Bitno je naglasiti da interpolirani vremenski niz nikada nije jednake razine kvalitete u usporedbi s vremenskim nizom izvorno više frekvencije, ali je pritom daleko bolje interpolirati samo jednu seriju, nego sve druge za koje postoje više frekvencije pretvarati u vremenski niz niže frekvencije (broj godišnjih opažanja u tom slučaju naprosto ne bi bio dovoljan da se ekonometrijski utemeljeno ocijeni dugoročna kointegracijska relacija).

U doktorskom radu za interpoliranje tromjesečnih frekvencija relativnog omjera realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja korištena je Denton metoda, koja minimizira kvadrate apsolutnih odstupanja izvornog ili diferencirano izvornog vremenskog niza (Sax i Steiner, 2013). Istu kao standardan alat nudi EViews statistički paket. Kako bi se istaknulo da je vremenski niz interpoliran, nakon njegove izvorne kratice, VATNT, dodan je nastavak _INT. Na Slici 6-7 prikazan je izvorni godišnji niz VATNT i interpolirane tromjesečne vrijednosti Denton metodom, VATNT_INT.



Izvor: izračun autora

Slika 6-7: Godišnji (VATNT) i interpolirani tromjesečni (VATNT_INT) vremenski niz relativnog omjera realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja

6.2.4. Kratice korištenih vremenskih nizova (varijabli) nakon primijenjenih transformacija

Nakon primijenjenih transformacija, odnosno sezonske prilagodbe (SA), logaritmiranja (L) i/ili interpoliranja (INT), konačna verzija kratica korištenih vremenskih nizova u doktorskome radu prikazana je u Tablici 6-5.

Tablica 6-5: Kratice korištenih vremenskih nizova nakon primijenjenih transformacija

Naziv transformiranih vremenskih nizova (varijabli)	Kratice
Desezonirani i logaritmirani realni tečaj između Hrvatske i europodručja	L_RER_SA
Desezonirani i logaritmirani omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja	L_TNT_SA
Interpolirani (godišnje u tromjesečne frekvencije) omjer realnih dodanih vrijednosti u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja	VATNT_INT
Desezonirani i logaritmirani uvjeti razmjene između Hrvatske i europodručja	L_TOT_SA
Desezonirana neto inozemna imovina Hrvatske (izražena u % BDP-a)	NFA_SA
Realni kamatni diferencijal (generički prinosi na desetogodišnje državne obveznice) između Hrvatske i europodručja	IRD
Desezonirani javni dug Hrvatske (izražen u % BDP-a) u odnosu na referentnu vrijednost (60% BDP-a)	PDBT_SA
Desezonirani proračunski saldo Hrvatske (izražen u % BDP-a) u odnosu na referentnu vrijednost (-3% BDP-a)	PBDG_SA

Izvor: izrada autora

6.3. Ocjena reda integriranosti vremenskih nizova uz optimalnu duljinu pomaka i relevantne determinističke komponente

Kao što je već spomenuto, ocjena reda integriranosti (ili stacionarnosti) vremenskih nizova koji se potencijalno mogu (ako su istog reda integriranosti) uključiti u VEC model oslanja se na prošireni Dickey-Fullerov (ADF) test jediničnog korijena, pri čemu nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran (jedinični korijen), a alternativna hipoteza testa da je riječ o vremenskom nizu koji je stacionaran (odnosno čiji je korijen manji od jedan). Kako sadržaj doktorskog rada ne bi bio opterećen velikim brojem tablica, u nastavku je kao ogledni primjer detaljno prikazan (tablice 6-6 do 6-11) postupak ocjene reda integriranosti za samo jedan vremenski niz (sezonski prilagođeni i logaritmirani uvjeti razmjene između Hrvatske i europodručja, L_TOT_SA).

Testiranje reda integriranosti L_TOT_SA izvodi se najprije na razinama varijable uz automatski odabrani optimalni broj pomaka temeljen na Schwartzovom informacijskom kriteriju (SIC) te

uključivanjem konstante i determinističkog linearnog trenda, potom regresije koja uključuje samo konstantu te, naposljetku, jednadžbe koja ne uključuje egzogene varijable. Pritom testiranje započinje inicijalnim, maksimalnim brojem vremenskih pomaka, koji za spomenutu varijablu iznosi 11 vremenskih pomaka. Ako se nulta hipoteza (proces je nestacionaran) odbaci na razini varijable, L_TOT_SA, proces testiranja se nastavlja s prvom diferencijom vremenskog niza, D(L_TOT_SA). Tablice s pojedinačnim testiranjem razina i prvih diferencija s razlikama u obujmu determinističkih komponenti slijedi Tablica 6-12 sa sumarnim rezultatima ocjene reda integriranosti za L_TOT_SA (razina i prva diferencija varijable, optimalna duljina pomaka i determinističke komponente), a potom Tablica 6-13 sa sumarnim rezultatima ocjene reda integriranosti za svih osam korištenih vremenskih nizova.

Tablica 6-6: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina), konstantu i linearni trend

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-1,899737	0,6453
Kritične granice testa:	1% razina		-4,078420	
	5% razina		-3,467703	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
L_TOT_SA(-1)	-0,096438	0,050764	-1,899737	0,0613
KONSTANTA	-0,008592	0,006569	-1,307947	0,1948
TREND	0,000191	0,000127	1,501509	0,1374

Napomene: Kao egzogene varijable u ADF testnu jednadžbu su uključene konstanta i deterministički linearni trend. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-6 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina (-1,899737) za L_TOT_SA (razina, konstanta i deterministički linearni trend kao egzogene varijable) veća od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% (-4,078420) i 5% (-3,467703), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) ne može odbaciti.

Isto pokazuje i p -vrijednost (odnosno vjerojatnost) koja u ovome slučaju iznosi 0,6453 i veća je od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za L_TOT_SA koja uključuje jedan vremenski pomak ($L_TOT_SA(-1)$), konstantu (KONSTANTA) i deterministički linearni trend (TREND)) upućuju da niti jedna od njih nije statistički značajna jer su njihove pripadajuće p -vrijednosti (0,0613, 0,1948 i 0,1374) veće od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Tablica 6-7: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina) i konstantu

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-1,218291	0,6630
Kritične granice testa:	1% razina		-3,515536	
	5% razina		-2,898623	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
$L_TOT_SA(-1)$	-0,028897	0,023719	-1,218291	0,2268
KONSTANTA	0,001008	0,001520	0,663175	0,5092

Napomene: Kao egzogena varijabla u ADF testnu jednadžbu je uključena konstanta. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-7 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina (-1,218291) za L_TOT_SA (razina, konstanta kao egzogena varijabla) veća od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% (-3,515536) i 5% (-2,898623), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) također ne može odbaciti. Isto pokazuje i p -vrijednost koja u ovome slučaju iznosi 0,6630 i veća je od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za L_TOT_SA koja uključuje jedan vremenski pomak ($L_TOT_SA(-1)$) i konstantu (KONSTANTA) upućuju da niti jedna od njih nije statistički značajna jer su njihove pripadajuće p -vrijednosti (0,2268 i 0,5092) veće od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Tablica 6-8: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina) bez egzogenih varijabli

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-1,711902	0,0823
Kritične granice testa:	1% razina		-2,594563	
	5% razina		-1,944969	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
$L_TOT_SA(-1)$	-0,036043	0,021054	-1,711902	0,0909

Napomene: U ADF testnu jednadžbu nisu uključene egzogene varijable. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-8 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina ($-1,711902$) za L_TOT_SA (razina, bez egzogenih varijabli) veća od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% ($-2,594563$) i 5% ($-1,944969$), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) ne može odbaciti za razinu signifikantnosti od 5%. Isto pokazuje i p -vrijednost koja u ovome slučaju iznosi 0,0823 i veća je od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za L_TOT_SA koja uključuje samo jedan vremenski pomak ($L_TOT_SA(-1)$) upućuju da ista nije statistički značajna jer je njena pripadajuća p -vrijednosti (0,0909) veća od 0,05 (razina signifikantnosti od 5%).

Kako se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (proces je nestacionaran) za razine tromjesečnog vremenskog niza L_TOT_SA ne može odbaciti, nastavlja se s testovima provedenim na prvim diferencijama spomenute varijable, $D(L_TOT_SA)$.

Tablica 6-9: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija), konstantu i linearni trend

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-9,464079	0,0000
Kritične granice testa:	1% razina		-4,081666	
	5% razina		-3,469235	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
$D(L_TOT_SA(-1))$	-1,541354	0,162864	-9,464079	0,0000
KONSTANTA	0,006456	0,002697	2,393721	0,0192
TREND	-0,000076	0,000057	-1,336125	0,1857

Napomene: Kao egzogene varijable u ADF testnu jednadžbu su uključene konstanta i deterministički linearni trend. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-9 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina ($-9,464079$) za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija, konstanta i linearni trend kao egzogena varijabla) manja od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% ($-4,081666$) i 5% ($-3,469235$), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) može odbaciti u korist alternativne hipoteze (vremenski niz je stacionaran). Isto pokazuje i p -vrijednost koja u ovome slučaju također iznosi 0,0000 i manja je i od 0,01 (razina signifikantnosti od 1%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za $D(L_TOT_SA)$ koja uključuju jedan vremenski pomak ($D(L_TOT_SA(-1))$), konstantu (KONSTANTA) i linearni trend (TREND) upućuju da su prve dvije spomenute varijable statistički značajne, dok deterministički linearni trend to nije (pripadajuće p -vrijednosti iznose 0,0000, 0,0192 i 0,1857).

Tablica 6-10: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija) i konstantu

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-10,35119	0,0001
Kritične granice testa:	1% razina		-3,516676	
	5% razina		-2,899115	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
$D(L_TOT_SA(-1))$	-1,172388	0,113261	-10,351190	0,0000
KONSTANTA	0,002228	0,001376	1,618893	0,1096

Napomene: Kao egzogena varijabla u ADF testnu jednadžbu je uključena konstanta. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-10 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina ($-10,35119$) za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija, konstanta kao egzogena varijabla) manja od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% ($-3,516676$) i 5% ($-2,899115$), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) može odbaciti u korist alternativne hipoteze (vremenski niz je stacionaran). Isto pokazuje i p -vrijednost koja u ovome slučaju iznosi 0,0001 i manja je i od 0,01 (razina signifikantnosti od 1%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za $D(L_TOT_SA)$ koja uključuje jedan vremenski pomak diferencije ($D(L_TOT_SA(-1))$) i konstantu (KONSTANTA) upućuju da je vremenski pomak statistički značajan, dok konstanta to nije pri razini signifikantnosti od 5% (pripadajuće p -vrijednosti iznose 0,0000 i 0,1096).

Tablica 6-11: EViews ispis proširenog Dickey-Fullerovog testa za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija) bez egzogenih varijabli

			t-veličina	Vjerojatnost
ADF test veličina			-10,11895	0,0000
Kritične granice testa:	1% razina		-2,594946	
	5% razina		-1,945024	
Varijabla	Koeficijent	Standardna greška	t-veličina	Vjerojatnost
$D(L_TOT_SA(-1))$	-1,146319	0,113284	-10,11895	0,0000

Napomene: U ADF testnu jednadžbu nisu uključene egzogene varijable. Broj vremenskih pomaka iznosi 0, a automatski je odabran temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon (1996) jednostranih p -vrijednosti. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-11 pokazuje da je pripadajuća ADF test veličina ($-10,11895$) za $D(L_TOT_SA)$ (prva diferencija, bez egzogenih varijabli) manja od kritičnih granica ADF testa za razine signifikantnosti od 1% ($-2,594946$) i 5% ($-1,945024$), što upućuje da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena (vremenski niz je nestacionaran) može odbaciti u korist alternativne hipoteze (vremenski niz je stacionaran). Isto pokazuje i p -vrijednost koja u ovome slučaju također iznosi 0,0000 i manja je i od 0,01 (razina signifikantnosti od 1%).

Rezultati ocijenjene ADF testne jednadžbe za $D(L_TOT_SA)$ koja uključuje samo jedan vremenski pomak ($D(L_TOT_SA(-1))$) upućuju da je isti statistički značajan jer je njegova pripadajuća p -vrijednosti 0,0000 i manja je od 0,01 (razina signifikantnosti od 1%).

Temeljem provedenih proširenih Dickey-Fullerovih ADF testova (tablice 6-6 do 6-11) može se izvesti zaključak da je desezonirani i logaritmirani tromjesečni vremenski niz relativnih uvjeta razmjene L_TOT_SA diferencirano stacionaran, odnosno reda integriranosti $I(1)$. Temeljem Schwartzovog informacijskog kriterija optimalna duljina pomaka iznosi nula (nema uvrštenih lagova), pri testiranju ADF test jednadžbe kao statistički nesignifikantne pokazuju se i konstanta i deterministički linearni trend. Skraćeno, spomenuti se nalaz može zapisati kao:

Tablica 6-12: Sumarni rezultati provedenih ADF testova za razinu i prvu diferenciju relativnih uvjeta razmjene (L_TOT_SA i $D(L_TOT_SA)$)

Vremenski niz (razina)	ADF testna veličina	Broj pomaka (SIC ili AIC)	Determin. komponente	Vremenski niz (diferencija)	ADF testna veličina	Broj pomaka (SIC ili AIC)	Determin. komponente	Red integriranosti
L_TOT_SA	-1,711902	0	bez	$D(L_TOT_SA)$	-10,11895*	0	bez	$L_TOT_SA-I(1)$

Napomene: Determinističke komponente mogu obuhvaćati konstantu (K), linearni trend (T) ili bez determinističkih komponenti (bez). Broj uključenih pomaka utvrđen na temelju Schwartzovog (SIC) ili Akaike (AIC) informacijskog kriterija. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nestacionarnosti odbacuje pri razini signifikantnosti od 1%.

Izvor: izračun autora

U Tablici 6-13 dan je sažet prikaz provedenih ADF testova svih vremenskih nizova koji se koriste u nekoj od specifikacija VECM-a za ocjenu bihevioralnog ravnotežnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europa područja.

Tablica 6-13: Sumarni rezultati provedenih ADF testova za razine i prvu diferenciju svih vremenskih nizova

Vremenski niz (razina)	ADF testna veličina	Broj pomaka	Determin. komponente	Vremenski niz (diferencija)	ADF testna veličina	Broj pomaka	Determin. komponente	Red integriranosti
L_RER_SA	-1,714357	0	bez	$D(L_RER_SA)$	-7,849651*	0	bez	$L_RER_SA-I(1)$
L_TNT_SA	-1,234167	1	bez	$D(L_TNT_SA)$	-6,467779*	0	bez	$L_TNT_SA-I(1)$
$VATNT_INT$	-1,068196	10	bez	$D(VATNT_INT)$	-4,626602*	9	bez	$L_TOT_SA-I(1)$
L_TOT_SA	-1,711902	0	bez	$D(L_TOT_SA)$	-10,11895*	0	bez	$VATNT_SA-I(1)$
NFA_SA	1,814665	0	bez	$D(NFA_SA)$	-7,848923*	0	bez	$NFA_SA-I(1)$
IRD	-0,929518	4	bez	$D(IRD)$	-7,383146*	3	bez	$IRD-I(1)$
$PDBT_SA$	-1,151904	2	bez	$D(PDBT_SA)$	-2,890134*	1	bez	$PDBT_SA-I(1)$
$PBDG_SA$	-1,884357	2	bez	$D(PBDG_SA)$	-11,07647*	1	bez	$PBDG_SA-I(1)$

Napomene: Determinističke komponente mogu obuhvaćati konstantu (K), linearni trend (T) ili bez determinističkih komponenti (bez). Broj uključenih pomaka utvrđen na temelju Schwartzovog (SIC) ili Akaike (AIC) informacijskog kriterija. Nulta hipoteza ADF testa pretpostavlja da je proces nestacionaran, a alternativna da je riječ o stacionarnom procesu. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nestacionarnosti odbacuje pri razini signifikantnosti od 1%.

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-13 je razvidno da odabrani vremenski nizovi nisu stacionarni kada je riječ o razinama, odnosno da se njihova ostvarenja ne vraćaju na prosječnu razinu. S druge strane, prva diferencija nizova stacionarna je kroz vrijeme jer se vrijednosti na slučajan način vraćaju odnosno fluktuiraju oko prosječne razine jednake nuli.

6.4. Testiranje kointegracijskih relacija Johansenovom procedurom (vektor Z_1)

Obzirom na rezultate provedenih ADF testova u ovoj cjelini doktorskoga rada formalnim testovima ocjenjuje se postoji/e li među diferencirano stacionarnim vremenskim nizovima kointegracijska relacija/e, odnosno srednjoročna (dugoročna) stacionarna povezanost. Za ocjenu parametara modela koristi se vektorski model korekcije pogreške (VECM), koji počiva na konceptu kointegracije, a kojim se predstavlja zajednička dinamika kretanja vektorom obuhvaćenih (i signifikantnih) varijabli u srednjem (dugom) roku.

Kao što je ranije spomenuto, za testiranje kointegracijskih veza često se koristi Johansenova procedura ili metoda (Johansen, 1988), koja se temelji na dvije test veličine: test traga matrice svojstvenih vrijednosti (λ_{trace}) i test najveće svojstvene vrijednosti (λ_{max}).

U postupak testiranja kointegracije u doktorskome radu ukupno su uključena četiri vektora Z_t ($t=1, \dots, 4$) koja se razlikuju u varijablama koje opisuju premiju rizika koja zrcali fiskalnu poziciju gospodarstva i varijablama koje se odnose na razlike u proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara. U prvom je vektoru (Z_1), slijedeći rad Beza-Bojanowska i MacDonald (2009), uz realan tečaj između Hrvatske i europodručja (L_RER_SA), omjer cijena u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (L_TNT_SA), relativne uvjete razmjene (L_TOT_SA), neto inozemnu aktivu Hrvatske (NFA_SA) i realni kamatni diferencijal (IRD), kao premija rizika uključena razlika javnoga duga Hrvatske (izražena u postotku BDP-a) i standardne usporedbene veličine koja iznosi 60% BDP-a (PDBT_SA), dok je u drugome vektoru (Z_2) fiskalna premija rizika predstavljena razlikom proračunskog salda (izraženog u postotku BDP-a) i standardne usporedbene veličine koja iznosi -3% BDP-a (PBDG_SA). U trećem je vektoru (Z_3), slijedeći radove Beza-Bojanowska i MacDonald (2009) te Peltonen i Sager (2009), uz realan tečaj između Hrvatske i europodručja (L_RER_SA), relativne uvjete razmjene (L_TOT_SA), neto inozemnu aktivu Hrvatske (NFA_SA), realni kamatni diferencijal (IRD) i razliku javnoga duga Hrvatske (izražene u postotku BDP-a) i standardne usporedbene

veličine koja iznosi 60% BDP-a (PDBT_SA), kao aproksimacija Harrod-Balassa-Samuelson učinka korišten interpolirani vremenski niz koji predstavlja omjer realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (VATNT_INT), dok se četvrti vektor (Z_4) razlikuje od trećeg po tome što je kao premija fiskalnog rizika umjesto varijable PDBT_SA korištena varijabla PBDG_SA. U sažetom se zapisu transponirani vektori stoga mogu prikazati kao:

$$Z_1 = [L_RER_SA_t, L_TNT_SA_t, L_TOT_SA_t, NFA_SA_t, IRD_t, PDBT_SA_t]' \quad (85)$$

$$Z_2 = [L_RER_SA_t, L_TNT_SA_t, L_TOT_SA_t, NFA_SA_t, IRD_t, PBDG_SA_t]' \quad (86)$$

$$Z_3 = [L_RER_SA_t, VATNT_INT_t, L_TOT_SA_t, NFA_SA_t, IRD_t, PDBT_SA_t]' \quad (87)$$

$$Z_4 = [L_RER_SA_t, VATNT_INT_t, L_TOT_SA_t, NFA_SA_t, IRD_t, PBDG_SA_t]' \quad (88)$$

U sva četiri vektora uključene su tri binarne varijable (engl. *dummy variable*, DUM) kojima se poglavito kontrolira za izražene oscilacije u diferencijalu relativnih realnih kamatnih prinosa između Hrvatske i Njemačke, a do kojih je došlo nakon erupcije globalne financijske krize (DUM32 tako poprima vrijednost jedan u 4. tromjesečju 2008., a u ostalim tromjesečjima vrijednost nula) te sa eskalacijom dužničke krize koja je potresala Europsku uniju (DUM41 se tako odnosi na 1. tromjesečje 2011., a DUM48 na 4. tr. 2012.). Pritom treba istaknuti da bez uključivanja spomenutih binarnih varijabli VEC model ne bi bio ispravno specificiran (bez njihova uključivanja bile bi narušene pretpostavke koje moraju zadovoljiti greške kointegracijske relacije⁵⁷), ali isto tako da u konačnici dobivene rezultate koji se odnose na bihevioralni i permanentni ravnotežni tečaj, odnosno izvedena tekuća i ukupna odstupanja, treba tumačiti s oprezom jer su uključivanjem binarnih varijabli kritične vrijednosti testova (λ_{trace} i λ_{max}) samo aproksimativne (Bahovec i Erjavec, 2009).

Ogledni primjerak izvođenja bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja temelji se kroz nekoliko narednih cjelina poglavlja 6 na vektoru Z_1 , dok su pri kraju spomenutog poglavlja sažeto istaknuti glavni nalazi za gore specificirane vektore Z_2 , Z_3 i Z_4 .

⁵⁷ Iz istog razloga binarne varijable koriste se u radovima Beza-Bojanowska i MacDonald (2009) te Bellulo i Broz (2007).

6.4.1. Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti

Relevantni rezultati Johansenova testa traga matrice svojstvenih vrijednosti za vektor Z_t prikazani su u Tablici 6-14.

Tablica 6-14: Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti za vektor Z_t

Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojstvena vrijednost	Pokazatelj traga matrice	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,476670	116,2391	95,75366	0,0010
Najviše 1	0,303678	66,37827	69,81889	0,0912
Najviše 2	0,251039	38,50862	47,85613	0,2803
Najviše 3	0,124527	16,25032	29,79707	0,6946
Najviše 4	0,053867	6,010020	15,49471	0,6944
Najviše 5	0,022425	1,746380	3,841466	0,1863

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija između vektorom obuhvaćenih varijabli. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracijske relacije odbacuje pri razini signifikantnosti od 5%. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -vrijednosti.

Izvor: izračun autora

Johansenov test ranga, odnosno test traga matrice svojstvenih vrijednosti bez ograničenja na broj kointegracijskih relacija pokazuje da se nulta hipoteza, kojom se pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija vektorom Z_t obuhvaćenih varijabli, može odbaciti zbog toga što testna veličina za 77 opažanja nakon prilagodbi i uključeni linearni deterministički trend iznosi 116,2391 i veća je od pripadajuće vrijednosti za kritičnu vrijednost od 5% koja iznosi 95,75366. Na isti zaključak upućuje i pripadajuća p -vrijednost, koju su izračunali MacKinnon, Haug i Michelis (1999), pri čemu ista iznosi 0,0010 i zamjetno je manja od kritične vrijednosti 0,05.

Kako je u prvoj iteraciji nulta hipoteza odbačena, testiranje se nastavlja sekvencijalno. U narednom se koraku tako testira nulta hipoteza kojom se pretpostavlja postojanje najviše jedne kointegracijske relacije. Spomenuta iteracija pokazuje da je test veličina (λ_{trace}) 66,37827 manja od kritične vrijednosti (za $\alpha=0,05$), koja iznosi 69,81889, temeljem čega se nulta hipoteza o postojanju jedne kointegracijske relacije ne može odbaciti. Na isti zaključak upućuje i pripadajuća p -vrijednost, koja iznosi 0,0912 i veća je od kritične vrijednosti 0,05. Iako Tablica 6-14 prikazuje test veličine i pripadajuće kritične vrijednosti (za $\alpha=0,05$) i za hipoteze koje

pretpostavljaju postojanje kointegracijskih relacija koji je veći od jedan (zbog činjenice da je riječ o algoritmu statističkog programa koji ne ističe ograničenja na broj kointegracijskih relacija), druga iteracija (koja pretpostavlja da je broj kointegracijskih relacija, r , jednak 1) ujedno je i posljednja relevantna iteracija i kraj postupka testiranja koji daje osnove za izvođenje zaključka da je broj kointegracijskih veza za razinu signifikantnosti od 5% za vektor Z_1 jednak jedan.

6.4.2. Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti

Rezultati Johansenovog testa najveće svojstvene vrijednosti prikazani su u Tablici 6-15, pri čemu isti potvrđuju nalaze testa traga matrice. U prvoj iteraciji testa najveće svojstvene vrijednosti testira se hipoteza da ne postoji svojstvena vrijednost značajno različita od nule, što pak implicira da ne postoji statistički značajan pripadni kointegracijski vektor. Testna veličina za 77 opažanja nakon prilagodbi i uključeni linearni deterministički trend iznosi 49,86080 i veća je od pripadajuće vrijednosti za kritičnu vrijednost od 5% koja iznosi 40,07757. Na isti zaključak upućuje i pripadajuća p -vrijednost od 0,0029 koja je zamjetno manja od kritične vrijednosti 0,05.

Tablica 6-15: Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti za vektor Z_1

Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojstvena vrijednost	Pokazatelj najveće svojst. vrijednosti	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,476670	49,86080	40,07757	0,0029
Najviše 1	0,303678	27,86965	33,87687	0,2196
Najviše 2	0,251039	22,25830	27,58434	0,2074
Najviše 3	0,124527	10,24030	21,13162	0,7218
Najviše 4	0,053867	4,263641	14,26460	0,8305
Najviše 5	0,022425	1,746380	3,841466	0,1863

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija između vektorom obuhvaćenih varijabli. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracijske relacije odbacuje pri razini signifikantnosti od 5%. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -vrijednosti.

Izvor: izračun autora

U drugoj iteraciji testira se hipoteza da postoji najviše jedna svojstvena vrijednost značajno različita od nule, što pak upućuje da postoji najviše jedan statistički značajan pripadni kointegracijski vektor. Testna veličina za 77 opažanja nakon prilagodbi i uključeni linearni deterministički trend u ovome slučaju iznosi 27,86965 i manja je od pripadajuće vrijednosti za kritičnu vrijednost od 5% koja iznosi 33,87687. Drugim riječima, nulta hipoteza o postojanju najviše jednog kointegracijskog vektora ne može se odbaciti. Na isti zaključak upućuje i pripadajuća p -vrijednost pri čemu ista iznosi 0,2196 i veća je od kritične vrijednosti 0,05. Zaključak je da oba testa, odnosno test traga i test najveće svojstvene vrijednosti (λ_{trace} i λ_{max}) upućuju na postojanje samo jednog kointegracijskog vektora između varijabli obuhvaćenih vektorom Z_I .

6.5. Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti i koeficijenti prilagodbe (vektor Z_I)

Standardan Johansenov test kointegracije nudi i sumaran prikaz ocijenjenih kointegracijskih (dugoročnih) koeficijenata (matrica β) i koeficijenta prilagodbe člana korekcije pogreške (matrice α), i to oboje bez ograničenja na broj kointegracijskih relacija za testirani vektor varijabli Z_I . Spomenuti koeficijenti prikazani su u Tablici 6-16, u čijem je posljednjem dijelu dat sažet zapis jedne potvrđene kointegracijske relacije s normaliziranim kointegracijskim koeficijentima (normalizacija se vrši na način da se dugoročne koeficijente iz prvoga retka⁵⁸ dijeli vrijednošću koeficijenta uz varijablu L_RER_SA koja iznosi $-52,38294$).

⁵⁸ Relevantni koeficijenti oni su iz prvoga retka matrice β jer je testovima kointegracije potvrđeno postojanje samo jedne dugoročne (kointegracijske) relacije.

Tablica 6-16: Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti i koeficijenti prilagodbe člana korekcije pogreške

Neograničeni kointegracijski koeficijenti:					
L_RER_SA	L_TNT_SA	L_TOT_SA	NFA_SA	IRD	PDBT_SA
-52,38294	61,66741	-18,40371	-6,707968	-82,58949	3,773865
-29,19705	60,46978	13,53407	6,495595	44,75383	-20,76804
16,78959	-30,66175	-13,87309	-6,348679	-71,85936	10,57439
53,57966	19,37733	36,35026	-6,236365	7,235585	-3,605849
2,34587	-22,32852	17,33403	-7,982570	-25,44910	1,757267
17,48727	24,71540	38,13580	17,73591	-54,87808	-9,40037
Neograničeni koeficijenti prilagodbe:					
D(L_RER_SA)	D(L_TNT_SA)	D(L_TOT_SA)	D(NFA_SA)	D(IRD)	D(PDBT_SA)
0,001914	-0,001733	0,001508	0,002820	0,001976	0,004827
-0,001163	0,000616	0,001508	-0,003957	-0,000629	0,003201
-0,001849	-0,000555	0,000984	-0,001797	0,001551	-0,001493
-0,001792	-0,000933	-0,001050	0,001987	-0,001253	0,001044
-0,000072	0,000856	0,000694	0,002189	0,000436	0,000914
Normalizirani kointegracijski koeficijenti:					
L_RER_SA	L_TNT_SA	L_TOT_SA	NFA_SA	IRD	PDBT_SA
1,00000	-1,177242	0,351330	0,128056	1,576648	-0,072044
	(0,22382)	(0,12972)	(0,06027)	(0,34163)	(0,06605)

Napomene: Johansenovim testovima potvrđeno je postojanje samo jedne kointegracijske relacije. U obliku zagradama prikazane su standardne greške dugoročnih koeficijenata.

Izvor: izračun autora

6.6. Potpuni zapis vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_1)

Potpuni zapis vektorskog modela korekcije pogreške koji uključuje jednu dugoročnu kointegracijsku relaciju (za vektor Z_1) i pripadajući član korekcije pogreške (ECT) prikazan je u Tablici 6-17.

Tablica 6-17: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (za vektor Z_I)

Kointegracijska relacija 1:	L_RER_SA(-1)	L_TNT_SA(-1)	L_TOT_SA(-1)	NFA_SA(-1)	IRD(-1)	PDBT_SA(-1)	C
	1,000000	-1,177242 (0,22382) [-5,25979]	0,351330 (0,12972) [2,70844]	0,128056 (0,06027) [2,12485]	1,576648 (0,34163) [4,61511]	-0,072044 (0,06605) [-1,09079]	-2,098194
Član korekcije pogreške za:	D(L_RER_SA)	D(L_TNT_SA)	D(L_TOT_SA)	D(NFA_SA)	D(IRD)	D(PDBT_SA)	
Kointegracijsku relaciju 1	-0,100284 (0,04720) [-2,12449]	0,090755 (0,03730) [2,43321]	0,008411 (0,05609) [0,14996]	-0,147742 (0,09690) [-1,52472]	-0,103503 (0,03961) [-2,61287]	-0,252867 (0,06601) [-3,83074]	

Napomene: Vektorski model korekcije pogreške ocijenjen je temeljem jedne Johansenovim testovima potvrđene kointegracijske relacije. U obliku zagradama prikazane su standardne greške, a u uglatim zagradama pripadajuće t -vrijednosti ocijenjenih dugoročnih i kratkoročnih parametara.

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-17 razvidno je da se procjena kointegracijske relacije s konstantom može predstaviti u transponiranome zapisu kao (u uglatim zagradama uz dugoročne koeficijente, matrica β' , dane su i pripadajuće t -test veličine):

$$L_RER_SA - 1,177242_{[-5,25979]} \cdot L_TNT_SA + 0,351330_{[2,70844]} \cdot L_TOT_SA + 0,128056_{[2,12485]} \cdot NFA_SA + 1,576648_{[4,61511]} \cdot IRD - 0,072044_{[-1,09079]} \cdot PDBT_SA - 2,098194 = 0 \quad (89)$$

odnosno da je, izrazi li se sve u odnosu na varijablu L_RER_SA s lijeve strane znaka jednakosti, relevantna kointegracijska relacija za vektor Z_I dana kao:

$$L_RER_SA = +1,177242_{[5,25979]} \cdot L_TNT_SA - 0,351330_{[-2,70844]} \cdot L_TOT_SA - 0,128056_{[-2,12485]} \cdot NFA_SA - 1,576648_{[-4,61511]} \cdot IRD + 0,072044_{[1,09079]} \cdot PDBT_SA + 2,098194 \quad (90)$$

U nastavku je, temeljem vrijednosti sadržanih u Tablici 6-17, sažeto zapisan i dugoročnome modelu (kointegracijskoj relaciji) pripadajući član korekcije pogreške koji uključuje koeficijente prilagodbe i , u uglatim zagradama, njihove pripadajuće t -test veličine:

$$ECT = -0,100284_{[-2,12449]} \cdot D(L_RER_SA) + 0,090755_{[2,43321]} \cdot D(L_TNT_SA) + 0,008411_{[0,14996]} \cdot D(L_TOT_SA) - 0,147742_{[-1,52472]} \cdot D(NFA_SA) - 0,103503_{[-2,61287]} \cdot D(IRD) - 0,252867_{[-3,83074]} \cdot D(PDBT_SA) \quad (91)$$

pri čemu se simbol D odnosi na prvu diferenciju varijable.

Jednadžbe (90) i (91) u potpunosti identificiraju VECM strukturu za povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja te drugih varijabli obuhvaćenih vektorom Z_1 , pri čemu su ocijenjeni kointegracijski koeficijenti, konstanta u kointegracijskoj relaciji i koeficijent brzine prilagodbe uz varijablu L_RER_SA ključni za izvođenje bihevioralnog ravnotežnog tečaja.

6.7. Statistička značajnost i ispravnost predznaka ocijenjenih dugoročnih koeficijenata kointegracijske relacije (vektor Z_1)

Nakon provedenih testova kointegracije treba provjeriti jesu li varijable za koje testovi upućuju da su kointegrirane statistički značajne (signifikantne) u određivanju dugoročne (srednjoročne) dinamike i, povrh toga, očekivana predznaka. U slučaju da neke od varijabli nisu statistički značajne ili su pogrešna predznaka, potrebno ih je isključiti te testiranje nastaviti s uže definiranim modelom.

Ocjena statističke značajnosti varijabli (ekonomskih fundamenata) obuhvaćenih vektorom Z_1 , za koji je potvrđena jedna kointegracijska relacija, temelji se na t -test veličinama i pripadajućim p -vrijednostima, prikazanim u Tablici 6-18.

Tablica 6-18: Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti, pripadajuće standardne greške, t -test veličine i pripadajuće p -vrijednosti (vektor Z_1)

Varijabla	Kointegracijski koeficijent	Standardna greška	t -test veličina	p -vrijednost
L_TNT_SA	1,177242	0,22382	5,25979	0,000
L_TOT_SA	-0,35133	0,12972	-2,70844	0,001
NFA_SA	-0,128056	0,06027	-2,12485	0,027
IRD	-1,576648	0,34163	-4,61511	0,000
PDBT_SA	0,072044	0,06605	1,09079	0,020

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da je dugoročni koeficijent (parametar) uz varijablu jednak nuli, a alternativna hipoteza da je vrijednost parametra različita od nule odnosno da je parametar statistički signifikantan. Nulta se hipoteza odbacuje ako je empirijska razina signifikantnosti (p -vrijednost) manja od pretpostavljene teorijske razine signifikantnosti (5%).

Izvor: izračun autora

Prikazane vrijednosti upućuju da svi VEC modelom obuhvaćeni fundamenti (L_TNT_SA , L_TOT_SA , NFA_SA , IRD i $PDBT_SA$) statistički značajno pridonose objašnjavaanju kretanja bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja (L_RER_SA) u dugome (srednjem) roku (pripadajuće p -vrijednosti manje su od teorijske razine signifikantnosti od 5%).

Kada je riječ o predznacima kointegracijskih koeficijenata⁵⁹, ekonomska teorija za varijable obuhvaćene vektorom Z_1 , kao ispravne predznake najčešće⁶⁰ ističe:

$$L_RER_SA = f(L_TNT_SA^{[+]}, L_TOT_SA^{[+/-]}, NFA_SA^{[-]}, IRD^{[-]}, PDBT_SA^{[+]}) \quad (92)$$

pri čemu pozitivan predznak znači da porast fundamenta utječe na porast vrijednosti (deprecijaciju ili slabljenje) realnog tečaja, a negativan predznak da porast fundamenta utječe na smanjenje vrijednosti (aprecijaciju ili jačanje) realnog tečaja.

Relativan omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja (L_TNT_SA) varijabla je kojom se aproksimira postojanje i značaj Harrod-Balassa-Samuelson učinka na kretanje realnoga tečaja. Ekonomska teorija upućuje da bi predznak uz ocijenjeni parametar L_TNT_SA trebao biti pozitivan, odnosno da porast relativnog omjera razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara u zemlji u odnosu na kretanje istoga pokazatelja kod glavnih vanjskotrgovinskih partnera utječe na porast vrijednosti (deprecijaciju) realnoga tečaja. Pozitivan predznak kao relevantan i u skladu s teorijom u svojim radovima ističu Palić, Dumičić i Šprajčak (2014) te Bellulo i Broz (2009). Negativan predznak kao relevantan uz ocijenjeni parametar TNT navodi se u radu Beza-Bojanowska i MacDonald (2009), no razlog za drugačiji navod predznaka je jednostavan – spomenuti autori varijablu koja aproksimira Harrod-Balassa-Samuelson učinak konstruiraju kao omjer nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara, zbog čega se predznak istaknut u njihovu radu treba invertirati. Dugoročni koeficijent uz L_TNT_SA (+1,177242), dan u jednadžbi (90) u kojoj je L_RER_SA s lijeve strane znaka jednakosti, ispravnog je predznaka te pokazuje da porast relativnog omjera razmjenjivih i nerazmjenjivih

⁵⁹ U jednadžbi (92) predznaci su navedeni za varijable obuhvaćene vektorom Z_1 . Sukladno teorijskim nalazima, uvjeti razmjene (TOT) mogu poprimiti i pozitivan i negativan predznak ovisno o tome dominira li kod promjene relativnih cijena izvoznih i uvoznih dobara učinak supstitucije ili učinak realnog dohotka. Očekivani predznak varijable $PBDG_SA^{[+]}$, obuhvaćene vektorom Z_2 , kao i u slučaju varijable $PDBT_SA$ koju zamjenjuje, pozitivan je. Očekivani predznak varijable $VATNT_SA^{[+]}$, obuhvaćene vektorima Z_3 i Z_4 , kao i u slučaju varijable L_TNT_SA koju zamjenjuje, pozitivan je.

⁶⁰ Važno je istaknuti da idiosinkratske specifičnosti pojedinih zemalja mogu i ponekad rezultiraju drugačijim navodima vezanim uz pojedine predznake navedene u jednadžbi (92).

dobara u Hrvatskoj i europodručju utječe na porast (deprecijaciju) bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja za 1,18% u dugom (srednjem) roku.

Ekonomska teorija upućuje da porast relativnih uvjeta razmjene (L_TOT_SA) između Hrvatske i europodručja može rezultirati porastom prihoda ostvarenih izvozom robe te posljedično poboljšanjem trgovinske bilance. Zanemarujući kretanje cijena, takav scenarij dovodi do jačanja nominalnog bilateralnog tečaja EUR/HRK, a, zbog činjenice da je europodručje glavni hrvatski trgovinski partner, posljedično i do jačanja (smanjenja vrijednosti) realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja. Rastući izvozni prihodi povećavaju raspoloživi dohodak što utječe na veću potražnju za nerazmjenjivim dobrima što kroz razlike u produktivnosti u sektorima razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara također može utjecati na jačanje (aprecijaciju) tečaja. Dugoročni koeficijent uz L_TOT_SA ($-0,351330$) dan u jednadžbi (90) stoga je ispravnog predznaka te pokazuje da porast relativnog omjera uvoznih i izvoznih cijena između Hrvatske i europodručja utječe na smanjenje (aprecijaciju) realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja za 0,35% u dugom (srednjem) roku.

Neto inozemnu imovinu (NFA_SA) kao važnu fundamentalnu odrednicu realnog tečaja među prvima u svojim radovima ističu Lane i Milesi-Ferreti (2002). Dinamičku interakciju između inozemnoga duga (kao zrealne vrijednosti neto inozemne imovine) i realnoga tečaja kao važnu prepoznaje i Stein (2003) dok radi na razvoju NATREX pristupa ravnotežnog realnog tečaja. Porast neto inozemne imovine utječe na jačanje ili aprecijaciju realnoga tečaja, a njeno smanjenje, odnosno porast inozemnoga duga, te posljedično veće potrebe za servisiranjem istog, na slabljenje ili deprecijaciju realnog tečaja koja bi trebala omogućiti poboljšanje vanjskotrgovinske bilance (Palić, Dumičić i Šprajac, 2014). Na negativnu vezu između neto inozemne imovine i vrijednosti realnog tečaja upućuje i dugoročni koeficijent uz NFA_SA ($-0,128056$) dan u jednadžbi (90) koji pokazuje da porast neto inozemne imovine Hrvatske za 1 postotni bod (BDP-a) utječe na smanjenje (aprecijaciju) realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja za 0,13% u dugom (srednjem) roku.

Porast (pozitivnog) realnog kamatnog diferencijala (IRD) između zemlje i , primjerice, njenog najznačajnijeg trgovinskog partnera (ili monetarne integracije) upućuje na veću profitabilnost dužničke imovine zemlje koja pak, kroz relaciju nepokrivenog kamatnog pariteta, utječe na veću potražnju za domaćom valutom zemlje te, u konačnici, na porast (aprecijaciju) njenog nominalnog i , zanemarujući utjecaj razlika u cijenama, bilateralnog realnog tečaja (Beza-

Bojanowska i MacDonald, 2009). Dugoročni koeficijent uz IRD ($-1,576648$) dan u jednadžbi (90) u skladu je s opisanim tumačenjem, odnosno pokazuje da porast razlike u realnom kamatnom diferencijalu na dugoročne državne (generičke) obveznice između Hrvatske i Njemačke za 1 postotni bod utječe na smanjenje (aprecijaciju) bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja za 1,58% u dugom (srednjem) roku. Kako je realni kamatni diferencijal u apsolutnome iznosu relativno mali, ne čudi da porast IRD od jednog postotnog boda razmjerno snažno utječe na dinamiku bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

Veća i/ili dugoročno neodrživa potrošnja države, koja se zrcali u pogoršanju relativnog pokazatelja javnoga duga u odnosu na referentnu razinu (PDBT_SA), izravno podriiva povjerenje u domaću valutu (Beza-Bojanowska i MacDonald, 2009). Negativan učinak osjeća se i neizravno kroz veće obveze servisiranja troškova kamata na akumulirani dug (Maeso-Fernandez, Osbat i Schnatz, 2001). Spomenute teorijske i empirijske nalaze, odnosno pozitivnu vezu potvrđuje i dugoročni koeficijent uz PDBT_SA ($+0,072044$) dan u jednadžbi (90). Isti pokazuje da smanjenje negativne razlike ili porast pozitivne razlike između duga opće države RH izraženog u % BDP-a i referentne razine od 60% BDP-a utječe na povećanje (deprecijaciju) bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja za 0,07% u dugom (srednjem) roku.

6.8. Predznak i značenje ocijenjenog koeficijenta prilagodbe za realni tečaj između Hrvatske i europodručja (vektor Z_1)

Predznak koeficijenta prilagodbe za varijablu L_RER_SA (odnosno koeficijent matrice α uz $D(L_RER_SA)$ prikazan u Tablici 6-17) ispravnog je odnosno negativnog predznaka ($-0,100284$). Negativan predznak spomenutog parametra upućuje da se L_RER_SA vraća (konvergira) ravnotežnoj vrijednosti, pri čemu njegova vrijednost pokazuje da se unutar jedne korištene vremenske frekvencije u modelu (tromjesečje) korigira 10,03% odstupanja realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na BEER ravnotežni koncept. Drugim riječima, u obuhvaćenom razdoblju u prosjeku je za ispravljanje tekuće neravnoteže potrebno 10 tromjesečja ili dvije i pol kalendarske godine (zato je spomenuti parametar u literaturi još poznat i kao koeficijent brzine prilagodbe).

6.9. Testiranje primjerenosti grešaka kointegracijske relacije ocijenjenog VECM-a (vektor Z_1)

U ovoj cjelini rada prikazani su ocijenjeni rezultati tri standardna testa primjerenosti grešaka kointegracijske relacije: testa normalne distribuiranosti, testa serijalne korelacije (autokorelacije) i testa heteroskedastičnosti.

6.9.1. Test normalne distribuiranosti grešaka kointegracijske relacije

Kao što je u cjelini 4.6.1. već istaknuto, formalna potvrda normalne distribuiranosti grešaka kointegracijske relacije ocijenjenog VECM modela temelji se na Jarque-Bera testu. Rezultati spomenutog testa za kointegracijsku relaciju koja se odnosi na vektor Z_1 prikazani su u Tablici 6-19.

Tablica 6-19: Rezultati Jarque-Bera testa normalne distribuiranosti grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_1)

Komponenta	Asimetrija	χ^2	Stupnjevi slobode	Vjerojatnost
1	-0,510930	3,350136	1	0,0672
2	0,268434	0,924727	1	0,3362
3	-0,013482	0,002333	1	0,9615
4	0,054252	0,037772	1	0,8459
5	0,277034	0,984928	1	0,3210
6	-0,186687	0,447270	1	0,5036
Zajedno		5,747166	6	0,4521
Komponenta	Zaobljenost	χ^2	Stupnjevi slobode	Vjerojatnost
1	3,634919	1,293350	1	0,2554
2	2,660664	0,369437	1	0,5433
3	2,919947	0,020561	1	0,8860
4	3,633391	1,287132	1	0,2566
5	3,297713	0,284365	1	0,5939
6	3,345457	0,382885	1	0,5361
Zajedno		3,637729	6	0,7256
Komponenta	Jarque-Bera	Stupnjevi slobode	Vjerojatnost	
1	4,643486	2	0,0981	
2	1,294164	2	0,5236	
3	0,022893	2	0,9886	
4	1,324904	2	0,5156	
5	1,269293	2	0,5301	
6	0,830155	2	0,6603	
Zajedno	9,384895	12	0,6698	

Napomene: Komponenta 1 odnosi se na grešku kointegracijske relacije vezanu uz varijablu L_RER_SA, komponenta 2 uz L_TNT_SA, komponenta 3 uz L_TOT_SA, komponenta 4 uz NFA_SA, komponenta 5 uz IRD i komponenta 6 uz PDBT_SA. Nulta hipoteza Jarque-Bera testa pretpostavlja da su greške vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_1) skupno normalno distribuirane.

Izvor: izračun autora

Kako pripadajuća empirijska p -vrijednost skupnog Jarque-Bera testa iznosi 0,6698 i ista je veća od teorijske razine signifikantnosti (5% ili, u decimalnome zapisu, 0,05) nulta hipoteza o skupno normalno distribuiranim greškama kointegracijske relacije dane jednadžbom (90) ne može se odbaciti. Multivarijantni test koji se odnosi na testiranje nulte hipoteze da zajednički koeficijent asimetrije grešaka relacije iznosi 0 također se ne može odbaciti jer pripadajuća empirijska p -vrijednost zajedničkog testa iznosi 0,4521 i zamjetno je veća od teorijske razine

signifikantnosti (0,05). Multivarijantni test koji se odnosi na testiranje nulte hipoteze da je zajednički koeficijent zaobljenosti grešaka relacije jednak 3, također se ne može odbaciti jer pripadajuća empirijska p -vrijednost zajedničkog testa iznosi 0,7256 i veća je od teorijske razine signifikantnosti (0,05). Testovi koji se odnose na pojedine komponente također ne upućuju na probleme kada je riječ o normalnoj distribuiranosti grešaka relacije jer su sve pojedinačne empirijske p -vrijednosti veće od teorijske razine signifikantnosti (0,05).

6.9.2. Test serijalne korelacije (autokorelacije) grešaka relacije

Otkrivanje serijalne korelacije (autokorelacije) oslanja se na Ljung-Boxov test Langrangeovih multiplikatora, rezultati kojega su prikazani u Tablici 6-20.

Tablica 6-20: Rezultati Ljung-Boxovog testa autokorelacije grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_1)

Pomak	LM-test veličina	Vjerojatnost
1	49,9966	0,0605
2	29,3981	0,7738
3	38,7986	0,3446
4	46,8878	0,1057
5	27,1795	0,8551
6	36,5694	0,4422
7	38,9665	0,3378
8	24,8890	0,9184
9	27,9191	0,8301
10	27,5354	0,8433

Napomene: Vjerojatnosti se temelje na χ^2 distribuciji s 36 stupnjeva slobode. Nulta hipoteza pretpostavlja da nema serijalne korelacije do određenog pomaka.

Izvor: izračun autora

Ljung-Boxov test testira autokorelaciju do zaključno 10 vremenskih pomaka unatrag te za pripadni broj pomaka nudi LM -test veličinu te pripadajuće empirijske razine signifikantnosti. Kako su sve empirijske razine signifikantnosti do zaključno 10 uključenih vremenskih pomaka veće od teorijske razine signifikantnosti (0,05), nulta hipoteza, kojom se pretpostavlja da su svi koeficijenti autokorelacije (do reda $k=10$) jednaki nuli, ne može se odbaciti. Iz toga se pak može

zaključiti da greške relacije modela prikazanog jednačbom (90) nisu pogođene problemom serijalne korelacije (autokorelacije).

6.9.3. Test heteroskedastičnosti grešaka relacije

Rezultati standardnog EViews ispisa Whiteovog testa Lagrangeovih multiplikatora kojim se testira nulta hipoteza o homoskedastičnoj ili nepromjenljivoj varijanci grešaka varijabli obuhvaćenih vektorom Z_t kroz vrijeme (alternativnom hipotezom se pretpostavlja problematična, heteroskedastična varijanca grešaka) prikazani su u Tablici 6-21.

Tablica 6-21: Rezultati Whiteovog LM testa heteroskedastičnosti grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_t)

Skupni test:		
χ^2	Stupnjevi slobode	Vjerojatnost
648,5261	609	0,1297

Napomene: Vjerojatnosti se temelje na χ^2 distribuciji sa 609 stupnjeva slobode. Nulta hipoteza Whiteovog testa Lagrangeovih multiplikatora pretpostavlja da su greške kointegracijske relacije ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_t) homoskedastične, a alternativna da su heteroskedastične.

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-21 razvidno je da je empirijska razina signifikantnosti za skupni Whiteov test (0,1297) veća od teorijske razine signifikantnosti (0,05), zbog čega se nulta hipoteza o homoskedastičnosti varijance grešaka kointegracijske relacije ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_t) ne može odbaciti.

Temeljem provedenih skupnih (multivarijatnih) testova robusnosti može se zaključiti da su greške kointegracijske relacije prikazane jednačbom (90) normalno distribuirane te da nisu pogođene problemima serijalne korelacije i promjenjivosti varijance kroz vrijeme. Zadovoljavanje standardnih pokazatelja primjerenosti upućuje da je ocijenjeni VEC model dobro specificiran. U narednom koraku treba provjeriti je li specifikacija VEC modela ujedno i stabilna.

6.10. Testiranje stabilnosti ocijenjenog VECM-a (vektor Z_1)

Provjera stabilnosti potpune VECM specifikacije dane jednadžbama (90) i (91) temelji se na provjeri veličina modula svojstvenih vrijednosti prateće matrice. Kako empirijski VEC model (vektor Z_1) obuhvaća šest endogenih varijabli (L_RER_SA, L_TNT_SA, L_TOT_SA, NFA_SA, IRD i PDBT_SA), a Johansenovim postupkom broj identificiranih kointegracijskih relacija iznosi 1, da bi proces koji se formalno testira bio ocijenjen kao stabilan pet modula svojstvenih vrijednosti mora biti jednako jedinici, a svi preostali manji od jedan. Rezultati testa inverznih korijena karakterističnog autoregresivnog polinoma prikazani su u Tablici 6-22.

Tablica 6-22: Test inverznih korijena karakterističnog AR polinoma (vektor Z_1)

Korijen	Modul
1,000000 - 5,62e-16i	1,000000
1,000000 + 5,62e-16i	1,000000
1,000000	1,000000
1,000000 - 7,24e-16i	1,000000
1,000000 + 7,24e-16i	1,000000
0,850583	0,850583
0,553610 - 0,445301i	0,710477
0,553610 + 0,445301i	0,710477
-0,094764 - 0,606332i	0,613692
-0,094764 + 0,606332i	0,613692
0,541429	0,541429
-0,530012 - 0,071921i	0,534870
-0,530012 + 0,071921i	0,534870
0,057661 - 0,484871i	0,488288
0,057661 + 0,484871i	0,488288
-0,290315 - 0,255408i	0,386674
-0,290315 + 0,255408i	0,386674
0,305465	0,305465

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-22 razvidno je da je upravo pet modula svojstvenih vrijednosti jednako jedan, dok su vrijednosti svih preostalih značajno manje od 1 (najveći preostali modul iznosi 0,850583). Takav nalaz upućuje da je VEC model prikazan jednadžbama (90) i (91) stabilan, što je dodatna potvrda da je broj kointegracijskih relacija ranije ispravno specificiran.

6.11. Karakteristike ocijenjenih vektorskih modela korekcije pogreške (vektori Z_2 , Z_3 i Z_4)

Nakon što je ocijenjen vektorski model korekcije pogreške za endogene varijable obuhvaćene vektorom Z_1 , ocjenjuje se istovrsni model za varijable obuhvaćene vektorima Z_2 , Z_3 i Z_4 . Vektor Z_2 razlikuje od vektora Z_1 po tome što uključuje drugu varijablu za ocjenu rizika fiskalne pozicije (umjesto javnoga duga u vektoru Z_1 , PDBT_SA, u vektoru Z_2 taj je rizik predstavljen proračunskim saldom, PBDG_SA). Vektori Z_3 i Z_4 razlikuju se od vektora Z_1 i Z_2 u samo jednoj varijabli. Umjesto omjera cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara u vektorima Z_1 i Z_2 , L_TNT_SA, Harrod–Balassa-Samuleson učinak u vektorima Z_3 i Z_4 predstavljen je relativnim omjerom realne proizvodnosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, VATNT_INT. Testiranju većeg broja vektora pristupa se kako bi konačni zaključci o odstupanju realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenih ravnotežnih koncepata bihevioralnog i permanentnog tečaja bili što snažniji, naravno pod pretpostavkom da ocijenjeni modeli svojim karakteristikama zadovoljavaju pretpostavke vezane za postojanje kointegracijske relacije, ispravnost predznaka dugoročnih koeficijenata, testove primjerenosti grešaka kointegracijske relacije i test stabilnosti.

Tablica 6-23 daje prikaz standardnih Johansenovih testova kointegracije (test traga matrice svojstvenih vrijednosti i test najveće svojstvene vrijednosti) za vektor Z_2 .

Tablica 6-23: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_2

Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevna vrijednost	Pokazatelj traga matrice	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,395765	110,91830	95,75366	0,0030
Najviše 1	0,336353	72,12640	69,81889	0,0323
Najviše 2	0,271820	40,55602	47,85613	0,2032
Najviše 3	0,130626	16,13102	29,79707	0,7030
Najviše 4	0,062141	5,35243	15,49471	0,7703
Najviše 5	0,005343	0,41248	3,841466	0,5207
Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevna vrijednost	Pokazatelj najveće svojst. vrijednosti	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,395765	38,79194	40,07757	0,0693
Najviše 1	0,336353	31,57039	33,87687	0,0920
Najviše 2	0,271820	24,42499	27,58434	0,1206
Najviše 3	0,130626	10,77860	21,13162	0,6694
Najviše 4	0,062141	4,93995	14,2646	0,7494
Najviše 5	0,005343	0,41248	3,841466	0,5207
Normalizirani kointegracijski koeficijenti:				
L_TNT_SA	L_TOT_SA	NFA_SA	IRD	PBDG_SA
-1,928907	1,046337	1,125927	-1,774032	-4,852480
(0,52331)	(0,23380)	(0,22964)	(0,91280)	(0,77438)

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija između vektorom obuhvaćenih varijabli. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracijske relacije odbacuje pri razini signifikantnosti od 5%. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -vrijednosti.

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-23 razvidno je da je kod vektora Z_2 problematičan već sam koncept kointegracije. Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti tako upućuje da pri razini statističke značajnosti od 5% među endogenim varijablama obuhvaćenim vektorom Z_2 postoje dvije kointegracijske relacije, dok Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti pak upućuje da ne postoji niti jedna prepoznata kointegracijska relacija. Na samome kraju standardnog EViews ispisa nudi se stoga ocjena jedne prepoznate kointegracijske relacije koja je prikazana na dnu Tablice 6-23.

Potpuna specifikacija vektorskog modela korekcije pogreške za endogene varijable obuhvaćene vektorom Z_2 prikazana je u Tablici 6-24.

Tablica 6-24: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_2)

Kointegracijska relacija 1:	L_RER_SA(-1)	L_TNT_SA(-1)	L_TOT_SA(-1)	NFA_SA(-1)	IRD(-1)	PBDG_SA(-1)	C
	1,000000	-1,928907	1,046337	1,125927	-1,774032	-4,85248	-2,274422
		(0,52331)	(0,23380)	(0,22964)	(0,91280)	(0,77438)	
		[-3,68597]	[4,47531]	[4,90293]	[-1,94351]	[-6,26626]	
Član korekcije pogreške za:	D(L_RER_SA)	D(L_TNT_SA)	D(L_TOT_SA)	D(NFA_SA)	D(IRD)	D(PBDG_SA)	
	0,015299	0,017944	-0,052268	-0,050446	0,040852	0,115117	
	(0,01907)	(0,01543)	(0,02152)	(0,03839)	(0,01643)	(0,03789)	
	[0,80231]	[1,16327]	[-2,42884]	[-1,31405]	[2,48591]	[3,03789]	

Napomene: Vektorski model korekcije pogreške ocijenjen je temeljem jedne Johansenovim testovima potencijalno prepoznate kointegracijske relacije. U obliku zagradama prikazane su standardne greške, a u uglatim zagradama pripadajuće t -vrijednosti ocijenjenih dugoročnih i kratkoročnih parametara.

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 6-24 je razvidno da su u slučaju vektora Z_2 , osim raznolikih ocjena potvrde kointegracijskih relacija, prisutni i dodatni problemi. Ocijenjeni dugoročni koeficijent uz varijablu IRD pogrešnog je predznaka ($-1,774032$, u zapisu gdje su sve endogene varijable s lijeve strane znaka jednakosti), a pogrešan je i predznak koeficijenta brzine prilagodbe uz $D(L_RER_SA)$ u kratkoročno stabilizirajućem dijelu korekcije pogreške ($+0,015299$), što upućuje da ovaj VEC model nema ključno svojstvo povratka (konvergiranja) dugoročnoj ravnoteži. Specifikacija VEC modela temeljem varijabli obuhvaćenih vektorom Z_2 stoga ne može poslužiti kao dodatna podloga za izvođenje bihevioralnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

Rezultati testa traga matrice i testa najveće svojstvene vrijednosti za varijable obuhvaćene vektorom Z_3 prikazani su u Tablici 6-25, pri čemu oba spomenuta testa upućuju na postojanje jedne kointegracijske relacije.

Tablica 6-25: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_3

Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevredna vrijednost	Pokazatelj traga matrice	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,594803	126,75940	95,75366	0,0001
Najviše 1	0,294931	60,81253	69,81889	0,2112
Najviše 2	0,216046	35,30195	47,85613	0,4322
Najviše 3	0,140957	17,53342	29,79707	0,6006
Najviše 4	0,074914	6,44205	15,49471	0,6433
Najviše 5	0,010325	0,75767	3,841466	0,3841
Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevredna vrijednost	Pokazatelj najveće svojst. vrijednosti	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,594803	65,94688	40,07757	0,0000
Najviše 1	0,294931	25,51057	33,87687	0,3513
Najviše 2	0,216046	17,76853	27,58434	0,5145
Najviše 3	0,140957	11,09137	21,13162	0,6382
Najviše 4	0,074914	5,684378	14,26460	0,6540
Najviše 5	0,010325	0,757670	3,841466	0,3841
Normalizirani kointegracijski koeficijenti:				
VATNT_INT	L_TOT_SA	NFA_SA	IRD	PDBT_SA
-0,009687	1,145346	0,454168	2,901260	-0,617917
(0,00128)	(0,12867)	(0,09226)	(0,42346)	(0,06635)

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija između vektorom obuhvaćenih varijabli. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracijske relacije odbacuje pri razini signifikantnosti od 5%. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -vrijednosti.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-26, koja slijedi, daje potpun zapis pripadajućeg vektorskog modela korekcije pogreške za vektor Z_3 . Iz spomenute tablice je razvidno da su dugoročni koeficijenti i član korekcije (brzine) prilagodbe ispravnog predznaka. Međutim, postoji problem s testom primjerenosti grešaka kointegracijske relacije jer iste ne zadovoljavaju svojstvo normalne distribuiranosti (što ne treba čuditi s obzirom na činjenicu da su neopazive tromjesečne frekvencije vremenskoga niza VATNT_INT interpolirane iz dostupnih godišnjih frekvencija). Specifikacija VEC modela temeljem varijabli obuhvaćenih vektorom Z_3 stoga također ne može poslužiti kao dodatna podloga za izvođenje bihevioralnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

Tablica 6-26: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_3)

Kointegracijska relacija 1:	L_RER_SA(-1)	VATNT_INT(-1)	L_TOT_SA(-1)	NFA_SA(-1)	IRD(-1)	PDBT_SA(-1)	C
	1,000000	-0,009687	1,145346	0,454168	2,901260	-0,617917	-2,127826
		(0,00128)	(0,12867)	(0,09226)	(0,42346)	(0,06635)	
		[-7,54556]	[8,90171]	[4,92277]	[6,85136]	[-9,31325]	
Član korekcije pogreške za:	D(L_RER_SA)	D(VATNT_INT)	D(L_TOT_SA)	D(NFA_SA)	D(IRD)	D(PDBT_SA)	
	-0,118929	4,824701	-0,004856	-0,14802	-0,134687	-0,049737	
	(0,02894)	(3,28471)	(0,03725)	(0,06409)	(0,02222)	(0,04811)	
	[-4,10941]	[1,46884]	[-0,13038]	[-2,30962]	[-6,06065]	[-1,03387]	

Napomene: Vektorski model korekcije pogreške ocijenjen je temeljem jedne Johansenovim testovima potvrđene kointegracijske relacije. U obliku zagradama prikazane su standardne greške, a u uglatim zagradama pripadajuće t -vrijednosti ocijenjenih dugoročnih i kratkoročnih parametara.

Izvor: izračun autora

Rezultati testa traga matrice i testa najveće svojstvene vrijednosti za varijable obuhvaćene vektorom Z_4 prikazani su u Tablici 6-27, pri čemu isti upućuju na postojanje jedne kointegracijske relacije.

Tablica 6-27: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_4

Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevredna vrijednost	Pokazatelj traga matrice	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,43845	107,24320	95,75366	0,0064
Najviše 1	0,26236	65,11842	69,81889	0,1120
Najviše 2	0,25325	42,90504	47,85613	0,1349
Najviše 3	0,18096	21,58758	29,79707	0,3220
Najviše 4	0,08747	7,01543	15,49471	0,5758
Najviše 5	0,00456	0,33335	3,841466	0,5637
Prepostavljeni broj koint. relacija	Svojevredna vrijednost	Pokazatelj najveće svojst. vrijednosti	Kritična vrijednost 0,05	Vjerojatnost
Niti jedna *	0,438449	42,12480	40,07757	0,0290
Najviše 1	0,262355	22,21337	33,87687	0,5911
Najviše 2	0,253246	21,31746	27,58434	0,2575
Najviše 3	0,180957	14,57215	21,13162	0,3200
Najviše 4	0,087471	6,682085	14,26460	0,5274
Najviše 5	0,004556	0,333348	3,841466	0,5637
Normalizirani kointegracijski koeficijenti:				
VATNT_INT	L_TOT_SA	NFA_SA	IRD	PBDG_SA
0,002599	-0,832732	-1,699978	7,253035	4,968726
(0,00359)	(0,35203)	(0,31753)	(1,33822)	(0,86803)

Napomene: Nulta hipoteza pretpostavlja da ne postoji kointegracijska relacija između vektorom obuhvaćenih varijabli. Simbol (*) pokazuje da se nulta hipoteza o nepostojanju kointegracijske relacije odbacuje pri razini signifikantnosti od 5%. Vjerojatnosti su izvedene temeljem MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p -vrijednosti.

Izvor: izračun autora

Tablica 6-28, koja slijedi, daje potpun zapis pripadajućeg vektorskog modela korekcije pogreške za vektor Z_4 iz koje se može uočiti da su varijable relativni uvjeti razmjene (L_TOT_SA), neto inozemna aktiva (NFA_SA) i proračunski saldo (PBDG_SA) pogrešna predznaka (redom kojim su spomenute varijable $-0,832732$, $-1,699978$ i $4,968726$, u zapisu gdje su sve endogene varijable s lijeve strane znaka jednakosti). Problematičan je, kao i u slučaju vektora Z_3 , test normalne distribuiranosti grešaka kointegracijske relacije. Specifikacija VEC modela temeljem varijabli obuhvaćenih vektorom Z_4 stoga također ne može poslužiti kao dodatna podloga za izvođenje bihevioralnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

Tablica 6-28: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_4)

Kointegracijska relacija 1:	L_RER_SA(-1)	VATNT_INT(-1)	L_TOT_SA(-1)	NFA_SA(-1)	IRD(-1)	PBDG_SA(-1)	C
	1,000000	0,002599	-0,832732	-1,699978	7,253035	4,968726	-1,81518
		(0,00359)	(0,35203)	(0,31753)	(1,33822)	(0,86803)	
		[0,72335]	[-2,36555]	[-5,35377]	[5,41992]	[5,72413]	
Član korekcije pogreške za:	D(L_RER_SA)	D(VATNT_INT)	D(L_TOT_SA)	D(NFA_SA)	D(IRD)	D(PBDG_SA)	
	-0,022133	-1,087717	0,030036	0,036380	-0,048465	-0,013089	
Kointegracijsku relaciju 1	(0,01331)	(1,24517)	(0,01519)	(0,02736)	(0,01027)	(0,02762)	
	[-1,66328]	[-0,87355]	[1,97779]	[1,32947]	[-4,71752]	[-0,47384]	

Napomene: Vektorski model korekcije pogreške ocijenjen je temeljem jedne Johansenovim testovima potvrđene kointegracijske relacije. U obliku zagradama prikazane su standardne greške, a u uglatim zagradama pripadajuće t -vrijednosti ocijenjenih dugoročnih i kratkoročnih parametara.

Izvor: izračun autora

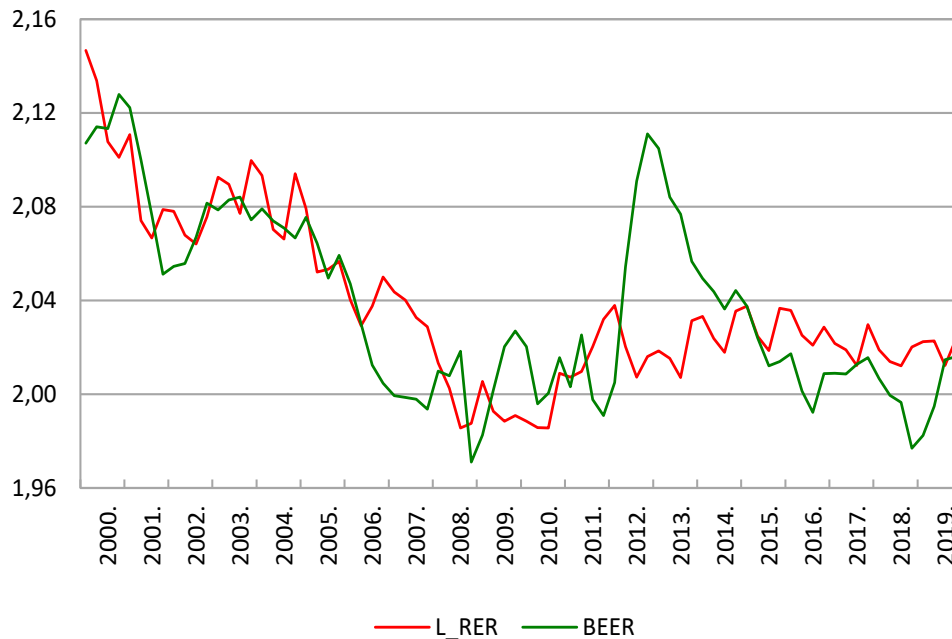
S obzirom na neodgovarajuće karakteristike, odnosno pogrešne predznake dugoročnih koeficijenata u ocijenjenim vektorskim modelima korekcije pogreške temeljenim na endogenim varijablama obuhvaćenim vektorima Z_2 , Z_3 i Z_4 , koeficijente brzine prilagodbe ili, u pojedinim slučajevima, neodgovarajuće testove primjerenosti grešaka kointegracijske relacije, ocjena bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja u nastavku doktorskoga rada temelji se isključivo na endogenim varijablama obuhvaćenim vektorom Z_1 , odnosno: L_RER_SA, L_TNT_SA, L_TOT_SA, NFA_SA, IRD i PDBT_SA.

6.12. Ocjena bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) između Hrvatske i europodručja

Nakon što je ocijenjena kointegracijska relacija (VEC model) te testovima grešaka provjerena primjerenost specifikacije i stabilnost modela izvedenog temeljem endogenih varijabli obuhvaćenih vektorom Z_1 , bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja (EA) izvodi se primjenom ocijenjenih i statistički značajnih dugoročnih koeficijenata (vidjeti jednadžbu 90) na povijesna ostvarenja modelom obuhvaćenih ekonomskih fundamenata, uključujući i pribrajanje konstante obuhvaćene kointegracijskom relacijom:

$$BEER_{HR/EA} = +1,177242 \cdot L_{TNT_SA} - 0,351330 \cdot L_{TOT_SA} - 0,128056 \cdot NFA_{SA} - 1,576648 \cdot IRD + 0,072044 \cdot PDBT_{SA} + 2,098194 \quad (93)$$

Na Slici 6-8 prikazani su povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja i izvedena vrijednost bihevioralnog ravnotežnog tečaja (BEER) između Hrvatske i europodručja.



Izvor: izračun autora

Slika 6-8: Povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja i bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja

Naposljetku, potrebno je istaknuti da je cilj cjelokupnog Poglavlja 6 ove disertacije bio provesti empirijsko istraživanje rezultati kojega trebaju dati osnove za prihvaćanje ili odbacivanje prve hipoteze doktorskoga rada:

HI: *Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata koja je kointegrirana i čija kratkoročna odstupanja konvergiraju dugoročnoj ravnoteži, a iz koje se može izvesti bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja.*

Provedeni formalni testovi kointegracije (rezultati kojih su prikazani u tablicama 6-14, 6-15 i 6-16, te detaljno objašnjeni u cjelini 6.4.), potpuna specifikacija vektorskog modela korekcije

pogreške te predznaci dugoročnih koeficijenata i ocijenjenog člana korekcije pogreške (prikazani u Tablici 6-17 i detaljno objašnjeni u cjelinama 6.6., 6.7. i 6.8.), testovi primjerenosti grešaka kointegracijske relacije (rezultati kojih su prikazani u tablicama 6-19, 6-20 i 6-21, te detaljno objašnjeni u cjelini 6.9), test stabilnosti ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške (rezultati kojeg su prikazani u Tablici 6-22 te detaljno objašnjeni u cjelini 6.10.) potvrđuju da postoji jedna dobro specificirana i stabilna kointegracijska veza (izvedena temeljem vektora Z_t) kojom se može predstaviti dugoročna (kointegracijska) relacija između realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja (L_RER_SA) te, s druge strane, relativnog omjera cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (L_TNT_SA), relativnih uvjeta razmjene (L_TOT_SA), neto inozemne aktive (NFA_SA), realnog kamatnog diferencijala (IRD) i premije rizika fiskalne pozicije predstavljene javnim dugom ($PDBT_SA$), koja istovremeno zadovoljava svojstvo povratka (konvergiranja) ravnoteži u dugome roku. Kako je iz spomenute kointegracijske relacije izveden bihevioralni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja (cjelina 6.12., jednadžba 93), temeljem svega navedenoga može se zaključiti da je istraživačka hipoteza H1 empirijskim rezultatima potvrđena, odnosno da se ista prihvaća.

7. EKONOMETRIJSKA OCJENA PERMANENTNOG RAVNOTEŽNOG TEČAJA IZMEĐU HRVATSKE I EUROPODRUČJA

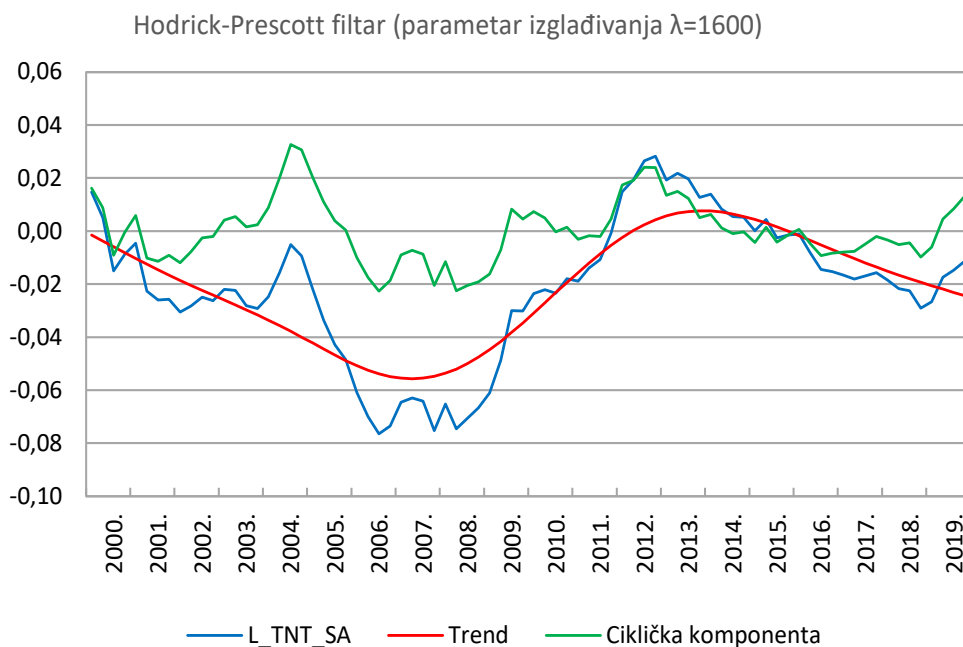
7.1. Uklanjanje iregularne komponente iz VEC modelom obuhvaćenih vremenskih nizova

Odstupanja povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od bihevioralnog ravnotežnog koncepta, osim dugoročnih (srednjoročnih) ravnotežnih promjena varijabli predstavljenih kointegracijskom relacijom, obuhvaćaju i cikličke odnosno privremene/prolazne faktore i šumove. Je li i u kojoj je mjeri u pojedinome tromjesečju prisutna ta iregularna komponenta moguće je odgovoriti samo ako su svi uključeni ekonomski fundamenti kojima se pokušava objasniti kretanje realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u dugoročnoj ravnoteži. Pristup ravnotežnom tečaju koji se bavi ovom problematikom poznat je kao permanentni ili trajni ravnotežni realni tečaj, pri čemu je ocjena PEER-a predmet ovog poglavlja doktorskoga rada.

Ocjena permanentnog ravnotežnog tečaja polazište ima u ocijenjenom bihevioralnom ravnotežnom tečaju, pri čemu se dva pristupa razlikuju u tome što se PEER oslanja na dugoročno (srednjoročno) ravnotežne vrijednosti ekonomskih fundamenata koji su kointegracijski povezani. U Poglavlju 5 disertacije istaknute su i detaljno objašnjene metode za izvođenje dugoročno ravnotežnih reprezentanti kointegriranih varijabli ili BEER agregata, odnosno, iz suprotne perspektive, metode za uklanjanje iregularne (cikličke ili prolazne) komponente. U disertaciji se tako za izvođenje permanentnog ravnotežnog tečaja koristi pristup temeljen na Hodrick-Prescott (HP) filtru (i to primijenjenom na pojedinačnim vremenskim nizovima) kako bi se u radu izvedena odstupanja mogla usporediti s odstupanjima u nekim ranijim empirijskim istraživanjima u čijem je fokusu Hrvatska, a koja su također izvedena oslanjanjem na HP dekompoziciju.

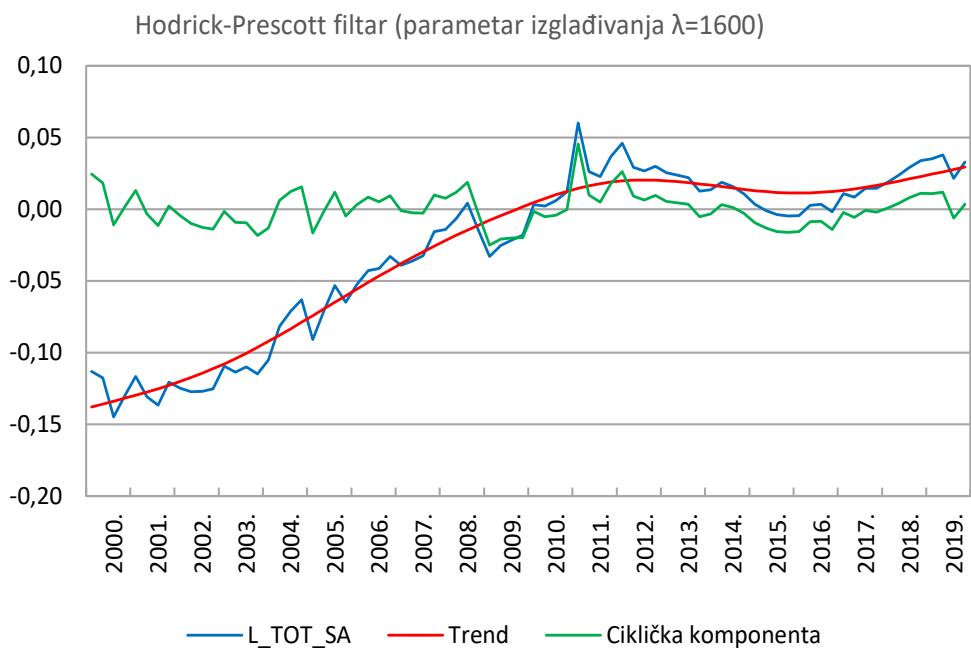
7.2. Analiza i grafički prikazi izvornih vremenskih nizova te pripadajućih Hodrick-Prescott rastava na trend i cikličku komponentu

U nastavku slijede slike koje prikazuju agregat (izvorni vremenski niz) te, uz pomoć Hodrick-Prescott dekompozicije, pripadajuću trend komponentu i ciklička odstupanja varijable. Pritom Hodrick-Prescott trend komponenta predstavlja trajnu odnosno dugoročno-ravnotežnu reprezentantu niza, koja je u EViews-u izvedena primjenjujući $\lambda = 1.600$, odnosno vrijednost parametra izgladivanja koji za vremenske nizove tromjesečnih frekvencija preporučuju Hodrick i Prescott (1997).



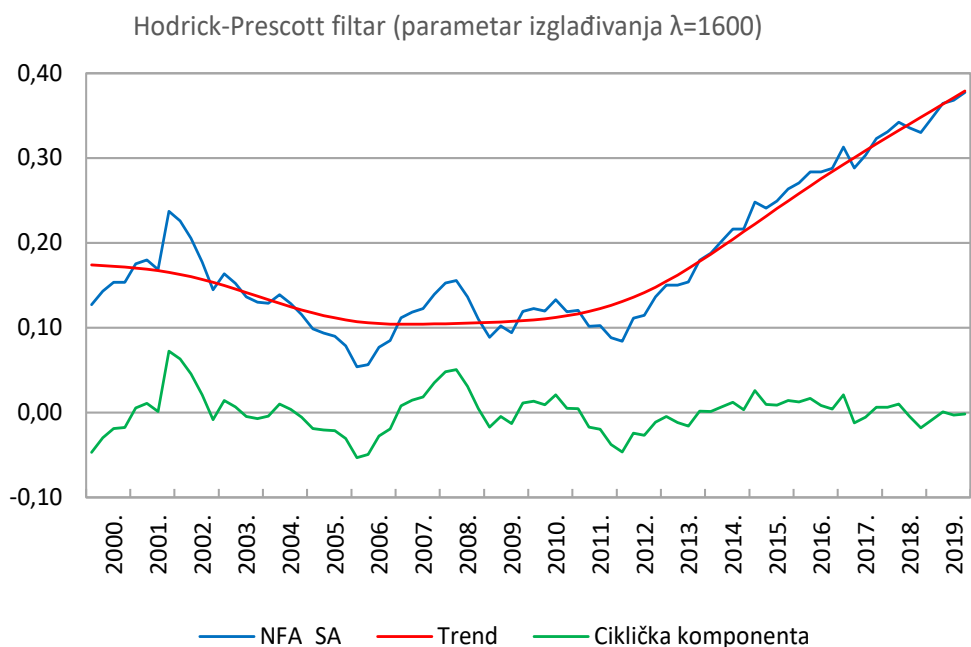
Izvor: izračun autora

Slika 7-1: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza relativnog odnosa cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (L_TNT_SA)



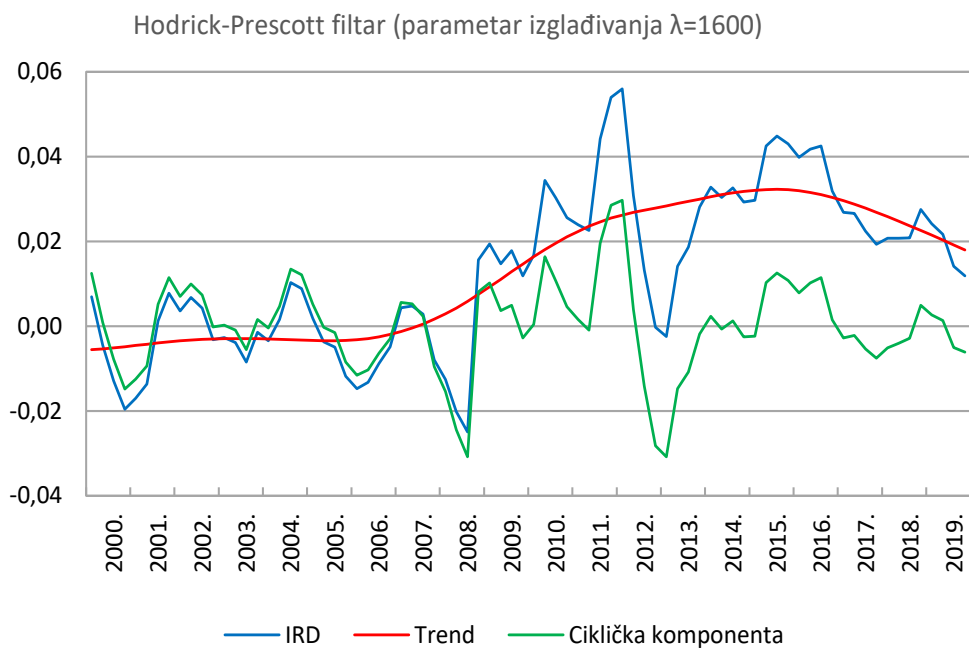
Izvor: izračun autora

Slika 7-2: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza relativnih uvjeta razmjene (L_{TOT_SA})



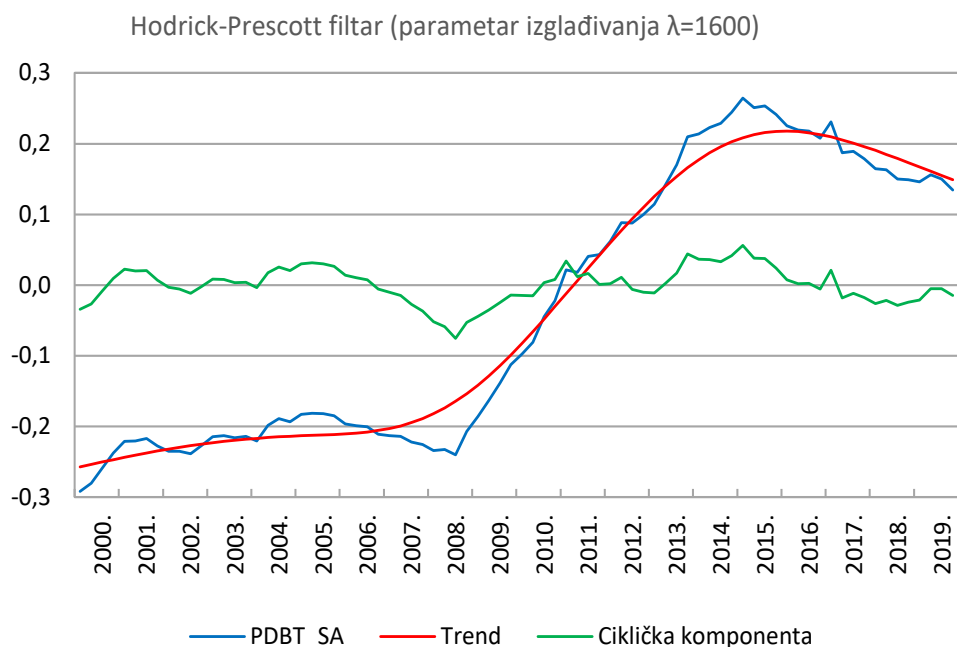
Izvor: izračun autora

Slika 7-3: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza neto inozemne aktive (NFA_SA)



Izvor: izračun autora

Slika 7-4: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza realnog kamatnog diferencijala (IRD)



Izvor: izračun autora

Slika 7-5: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza javnog duga (PDBT_SA)

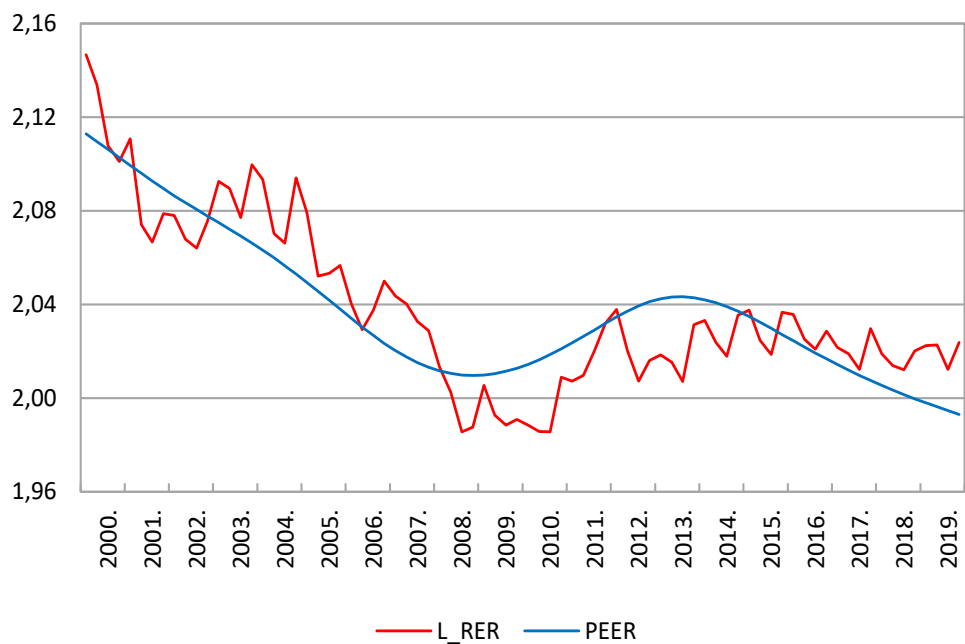
Na slikama 7-1 do 7-5 ciklička komponenta varijabli (odstupanje izvornog vremenskog niza od ocijenjene HP-trend komponente niza) prikazana je zelenom linijom. Za vremenske nizove L_TNT_SA i L_TOT_SA ciklička sastavnica razmjerno učestalo varira (koleba) u predznacima i to u razmjerno malim amplitudama (oko $\pm 2\%$). Za vremenski niz NFA_SA ciklička je komponenta izraženija i ustrajnija (perzistentnija) do kraja 2011. godine (amplitude se kreću u rasponu od oko $\pm 6\%$), dok je od 2012. godine ciklička sastavnica spomenutog niza manje izražena. Amplitude cikličkih elemenata realnog kamatnog diferencijala (IRD) kreću se u prosjeku oko $\pm 3\%$, a, očekivano, najizraženije su neposredno prije i tijekom eskalacije globalne financijske krize (kraj 2008. i početak 2009. godine) te za vrijeme krize državnoga duga koja je potresala Europsku uniju (tijekom 2011. i 2012. godine). Globalna financijska kriza razlog je vrlo izražene cikličke komponente varijable javnoga duga (tijekom 2008. godine izvorni niz $PDBT_SA$ odstupao je za čak -8% od ocijenjene HP trend komponente), dok je u preostalom dijelu analizom obuhvaćanog razdoblja ciklička komponenta bila blaže izražena.

7.3. Ocjena permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER) između Hrvatske i europodručja

Nakon što su ocijenjene trend komponente ekonomskih fundamenata obuhvaćenih vektorom Z_I (temeljem kojih je specificiran vektorski model korekcije pogreške i , naposljetku, izveden bihevioralni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja), može se pristupiti ocjeni permanentnog ravnotežnog tečaja (PEER) između Hrvatske i europodručja. Isti se izvodi na način da se ocijenjeni dugoročni koeficijenti, prikazani jednadžbom (90), primijene na ocijenjene tromjesečne vrijednosti HP trend komponenti izvedenih uz pomoć Hodrick-Prescott filtra i tome pribroji konstanta ocijenjena u kointegracijskoj relaciji:

$$\begin{aligned}
 PEER_{HR/EA} = & +1,177242 \cdot (L_TNT_SA)_{HP\ trend} - 0,351330 \cdot (L_TOT_SA)_{HP\ trend} - \\
 & 0,128056 \cdot (NFA_SA)_{HP\ trend} - 1,576648 \cdot (IRD)_{HP\ trend} + 0,072044 \cdot \\
 & (PDBT_SA)_{HP\ trend} + 2,098194
 \end{aligned} \tag{94}$$

Na Slici 7-6 prikazani su povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja te ocijenjeni permanentni ravnotežni realni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja.



Izvor: izračun autora

Slika 7-6: Povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja i permanentni ravnotežni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja

Kao što je to bio slučaj u prethodnom poglavlju, cilj Poglavlja 7 bio je provesti empirijsko istraživanje rezultati kojega pružaju osnove za prihvaćanje ili odbacivanje druge hipoteze doktorskoga rada koja ističe da:

H2 (osnovna): *Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata iz kojih je uklonjena ciklička komponenta te privremeni i prolazni šumovi i koja je kointegrirana, a iz koje se može izvesti permanentni ravnotežni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja.*

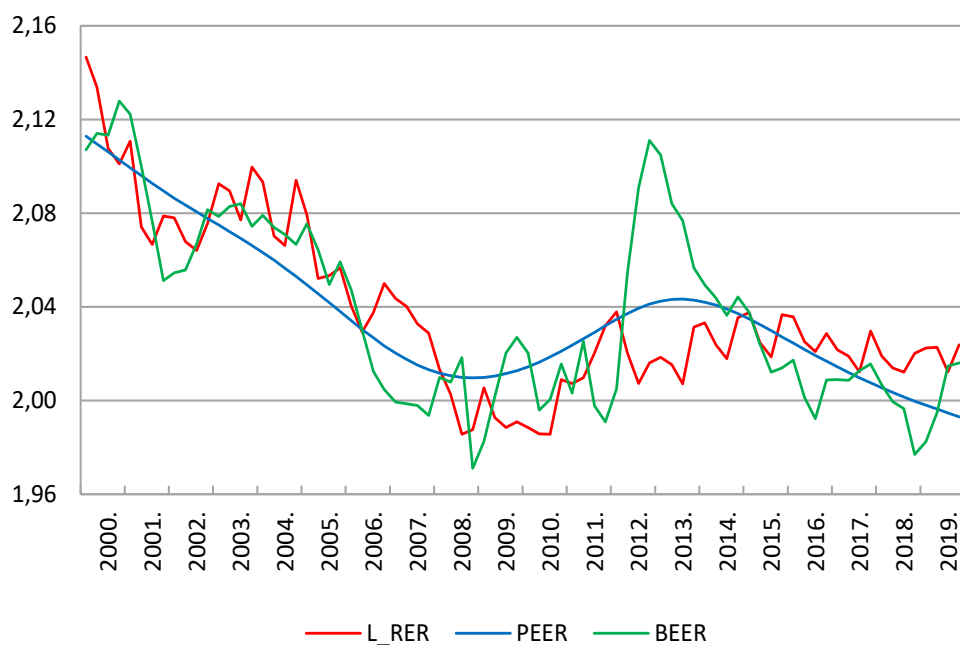
Kako su Hodrick-Prescott dekompozicijom vremenskih nizova (detaljno objašnjenih i grafički prikazanih u cjelini 7.2. rada) empirijski procijenjene trend komponente varijabli obuhvaćenih vektorom Z_I za koje je ranije formalnim testovima potvrđeno postojanje jedne kointegracijske relacije (rezultati ovog nalaza prikazani su u tablicama 6-14, 6-15 i 6-16, te detaljno objašnjeni u cjelini 6.4. doktorskoga rada), te kako je primjenom dugoročnih koeficijenata i pribrajanjem konstante iz ocijenjene kointegracijske relacije na dugoročno ravnotežne putanje očišćene od cikličkih odnosno prolaznih faktora izveden permanentan ili trajan ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja (ocijenjena struktura PEER-a specificirana je jednadžbom 94),

temeljem spomenutoga može se zaključiti da je istraživačka hipoteza H2 empirijskim rezultatima potvrđena, odnosno da se ista prihvaća.

8. ODSTUPANJA POVIJESNOG REALNOG TEČAJA IZMEĐU HRVATSKE I EUROPODRUČJA OD OCIJENJENIH RAVNOTEŽNIH KONCEPATA

8.1. Usporedba povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europskog područja s ocijenjenim bihevioralnim i permanentnim ravnotežnim konceptom

Nakon što su izvedena oba ravnotežna koncepta, na Slici 8-1 zajedno su grafički prikazani povijesni realni tečaj između Hrvatske i europskog područja te empirijski ocijenjeni ne-normativni bihevioralni i permanentni ravnotežni koncepti.



Izvor: izračun autora

Slika 8-1: Povijesni realni tečaj između Hrvatske i europskog područja (L_RER) te empirijski ocijenjeni bihevioralni ($BEER$) i permanentni ($PEER$) ravnotežni koncepti

Predmet ovog poglavlja doktorskoga rada je temeljita analiza odstupanja logaritmiranog povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europskog područja (L_RER) od tekuće ($BEER$) i dugoročne ($PEER$) ravnoteže, a kako bi se u konačnici dao odgovor na pitanje jesu li spomenuta odstupanja od ravnotežnih koncepata bila: (i) izražena (i što ih je od fundamenata pokretalo), (ii) ustrajna ili perzistentna (predstavljena dominantno precijenjenim ili dominantno podcijenjenim povijesnim realnim tečajem u odnosu na ravnotežne koncepte), te (iii)

zadovoljavaju li svojstvo povratka (konvergiranja) ravnoteži, a kako bi se u konačnici mogle prihvatiti ili odbaciti istraživačke hipoteze H3 i H4. Da bi se spomenute analize mogle provesti, najprije je potrebno izračunati tekuća, a potom i ukupna odstupanja.

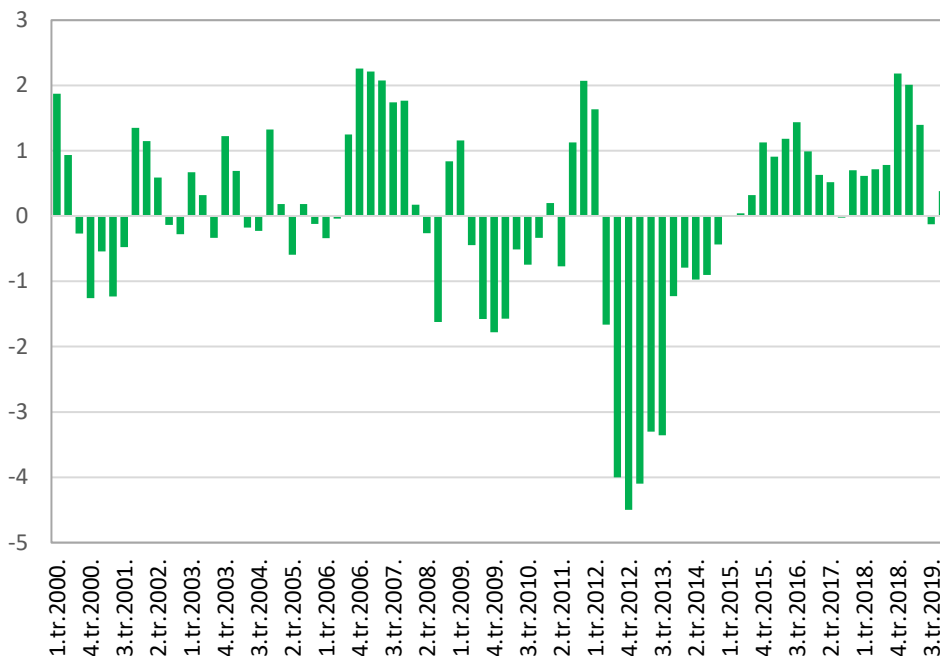
8.2. Izvođenje tekućih odstupanja kao razlike povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i bihevioralnog ravnotežnog tečaja

Ravnoteža predstavljena bihevioralnim ravnotežnim tečajem (dana jednadžbom 93) daje temelje za utvrđivanje predznaka, veličina i ustrajnosti tekućih odstupanja odnosno razlike između povijesnih ostvarenja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i izvedenog BEER-a za Hrvatsku i europodručje.

Tekuća odstupanja između povijesnih ostvarenja realnog tečaja i ravnoteže predstavljene BEER-om u pojedinim tromjesečjima izvode se kao:

$$\text{tekuća odstupanja} = \left(\frac{RER_{HR/EA} - BEER_{HR/EA}}{BEER_{HR/EA}} \right) \times 100 \quad (95)$$

te su, izražena u postotku, prikazana na Slici 8-2.



Izvor: izračun autora

Slika 8-2: Tekuća odstupanja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog bihevioralnog ravnotežnog koncepta

8.2.1. Predznaci odstupanja (intervali podcijenjenosti i precijenjenosti) povijesnog realnog tečaja u odnosu na bihevioralni ravnotežni tečaj

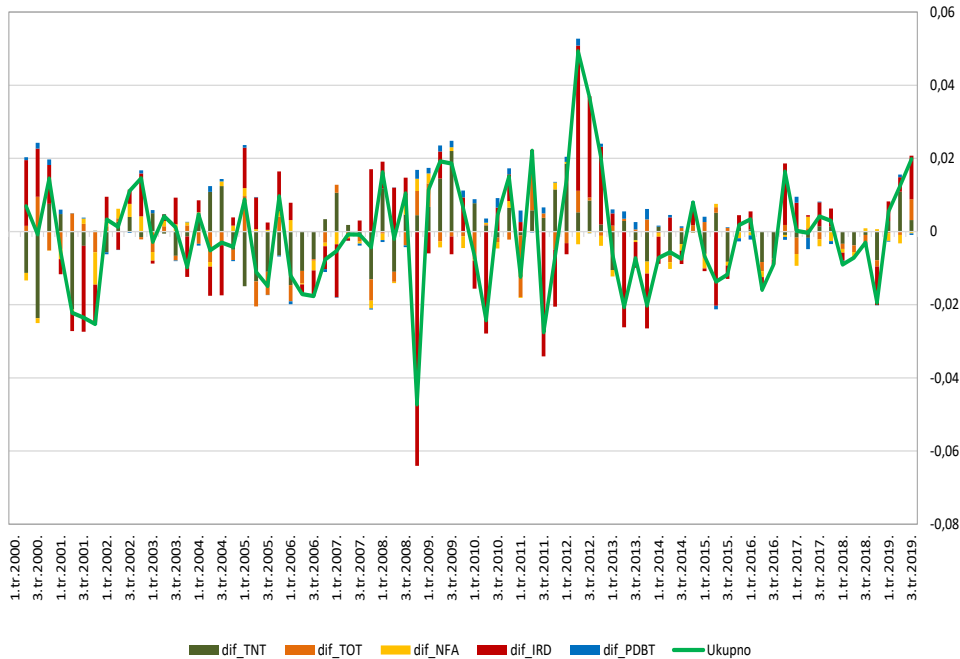
Sukladno tumačenju u radu Edwards (1989), realni tečaj smatra se podcijenjenim u odnosu na bihevioralni ravnotežni tečaj kada je njegova vrijednost veća od vrijednosti BEER-a, a izvedeno tekuće odstupanje pozitivnog je predznaka. Drugim riječima, da bi se približio ravnotežnoj BEER vrijednosti, realni bilateralni tečaj trebao bi u narednim razdobljima aprecirati (ojačati), odnosno njegova se numerička vrijednost smanjiti. S druge strane, realni se tečaj smatra precijenjenim u odnosu na bihevioralni ravnotežni tečaj kada je njegova vrijednost manja od vrijednosti BEER-a, a izvedeno tekuće odstupanje negativnog je predznaka. U tom slučaju, da bi se približio ravnotežnoj BEER razini, realni bilateralni tečaj trebao bi u narednim razdobljima deprecirati (oslabjeti), odnosno njegova se numerička vrijednost povećati.

Analiza tromjesečnih tekućih odstupanja u odnosu na BEER otkriva da je u uzorku od ukupno 80 tromjesečnih opažanja (od 1. tromjesečja 2000. do 4. tromjesečja 2019.) povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio gotovo jednakim dijelom podcijenjen i precijenjen u odnosu na ravnotežni BEER koncept. Naime, u 43 tromjesečja ili 53,75% modelom obuhvaćenog vremenskog razdoblja vrijednosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja bile su veće (pozitivne, podcijenjene) u odnosu na pripadajuće BEER vrijednosti, dok su u 37 tromjesečja ili 46,25% modelom obuhvaćenog razdoblja njegove vrijednosti bile manje (negativne, precijenjene) u odnosu na pripadajuće BEER vrijednosti.

Gledajući prosjeke tekućih odstupanja dužih intervala, mogu se ugrubo izdvojiti tri karakteristična razdoblja. U razdoblju 1 (obuhvaća interval od 1. tr. 2000. do, uključujući, 1. tr. 2012.) izmjenjuju se razdoblja tekuće podcijenjenosti i tekuće precijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni BEER koncept, premda učestalošću i veličinama tekućih odstupanja u razdoblju 1 dominira fenomen tekuće podcijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni BEER koncept. Tekuća podcijenjenost povijesnog bilateralnog realnog tečaja pritom je nešto izraženija i ustrajnije u razdoblju neposredno prije eskalacije globalne financijske krize (u drugoj polovini 2006. i tijekom 2007. godine).

Slika 8-3, koja prikazuje doprinose pojedinih ekonomskih fundamenata promjeni bihevioralnog ravnotežnog tečaja u tromjesečju (t) u usporedbi s prethodnim tromjesečjem ($t-1$), pokazuje da

je u razdoblju koje je prethodilo izbijanju globalne financijske krize na izraženu aprecijaciju BEER-a (a time i porast tekućih odstupanja) značajno utjecao pad omjera relativnih cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara te poboljšanje uvjeta razmjene.



Izvor: izračun autora

Slika 8-3: Doprinosi pojedinih ekonomskih fundamenata promjeni bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja

Razdoblje 2 (obuhvaća interval od 2. tr. 2012. do, uključujući, 4. tr. 2014.) karakterizira kontinuirani interval tekuće precijenjenosti tečaja, što je poglavito izraženo u 2012. i 2013. godini. Naime, dok je povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja ostao unutar spomenutog intervala razmjerno stabilan, BEER ravnotežne vrijednosti tijekom 2012. izraženije depreciraju, potaknute kretanjima realnog kamatnog diferencijala, uz nastavak rasta omjera relativnih cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara te duga opće države. I nakon 2013. godine povijesni je bilateralni realni tečaj precijenjen sve do sredine 2015., kada je zabilježeno njegovo uravnoteženje, odnosno povratak ravnotežnom BEER konceptu.

Razdoblje 3 (obuhvaća interval od 1. tr. 2015. do 4. tr. 2019. godine) karakterizira gotovo kontinuirano razdoblje tekuće podcijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni BEER koncept. Divergentna kretanja, odnosno pozitivna tekuća odstupanja zrcale razmjerno stabilnu dinamiku povijesnog realnog bilateralnog tečaja koje sada prati

jačanje (aprecijacija) BEER vrijednosti, čemu je pridonijelo kretanje gotovo svih ekonomskih fundamenata iz kojih je bihevioralni ravnotežni tečaj izveden. U spomenutom razdoblju samo su dva ocijenjena tekuća odstupanja negativne vrijednosti i to u 3. tr. 2017. i 3. tr. 2019. godine.

8.2.2. Veličine (magnituda) tekućih odstupanja

Osim nalaza vezanih uz analizu dinamike predznaka i njihovu ustrajnost, važno je također istaknuti da su veličine tekućih odstupanja povijesnog bilateralnog realnog tečaja od ravnotežnog BEER koncepta razmjerno blage, odnosno da se kreću u rasponu od maksimalne tekuće podcijenjenosti od 2,26% (u 4. tr. 2006.) do maksimalne tekuće precijenjenosti od -4,50% (u 4. tr. 2012.). Samo u 6 tromjesečja razina tekuće podcijenjenosti veća je od 2%, a uz spomenutu minimalnu vrijednost u samo još dvije vremenske frekvencije (u 3. tr. 2012. i 1. tr. 2013.) tekuće odstupanje prelazi razinu od -4%.

Ukoliko se pak magnituda tekućih odstupanja promatraju po ranije spomenutim karakterističnim intervalima, u razdoblju 1 neznatno su učestaliji intervali podcijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja (25 od ukupno 49 tromjesečnih frekvencija), pri čemu maksimalna vrijednost podcijenjenosti dostiže u tom intervalu 2,26% (u 4. tr. 2006. godine), a prosječna podcijenjenost 1,16%. U istom razdoblju 24 (uglavnom raspršene) tromjesečne frekvencije karakteriziraju negativna tekuća odstupanja, pri čemu je minimalna (najizraženija negativna) vrijednost od -1,78% zabilježena u 4. tr. 2009., dok prosječna negativna vrijednost tekućih odstupanja u razdoblju 1 iznosi -0,65%.

Razdoblje 2 (obuhvaća 11 tromjesečnih frekvencija) karakteriziraju naglašeno negativne vrijednosti tekućih odstupanja (odnosno precijenjenosti povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja odnosu na BEER ravnotežni koncept). Minimalna zabilježena negativna vrijednost tekućih odstupanja u razdoblju 2 tako iznosi -4,50% (u 4. tr. 2012. godine), dok prosječna negativna vrijednost tekućih odstupanja za spomenuti interval iznosi -2,29%.

Razdoblje 3 (obuhvaća 20 tromjesečnih frekvencija od kojih 18 većih od nule) obilježila su dominantno pozitivna tekuća odstupanja (odnosno podcijenjenost povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na BEER ravnotežni koncept), pri čemu maksimalna vrijednost tekućih odstupanja u tom razdoblju iznosi 2,18% (u 4. tr. 2008. godine), a prosječna pozitivna vrijednost

(isključujući ranije spomenuta dva tromjesečja s neznatnim negativnim tekućim odstupanjima) 0,89%.

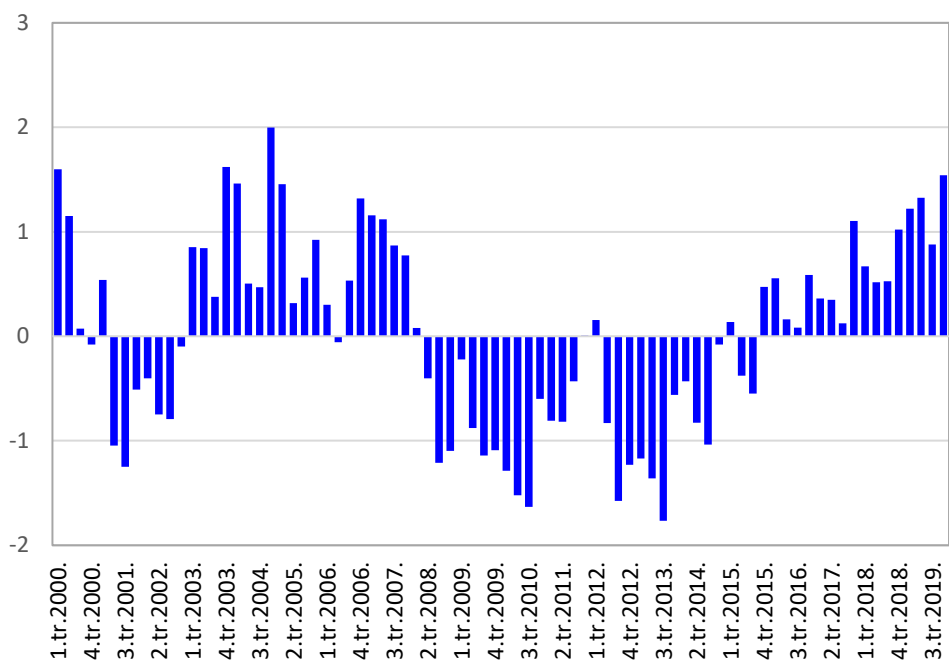
8.3. Izvođenje ukupnih odstupanja kao razlike povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i permanentnog ravnotežnog tečaja

Ravnoteža predstavljena permanentnim ravnotežnim tečajem (dana jednadžbom 94) pruža osnove za utvrđivanje predznaka, veličina i ustrajnosti ukupnih odstupanja odnosno razlike između povijesnih ostvarenja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i izvedenog PEER-a za Hrvatsku i europodručje. Kako ukupna odstupanja isključuju cikličku komponentu, odnosno prolazne i privremene šumove, procjena ukupnih odstupanja povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od PEER koncepta izvedenog temeljem dugoročno ravnotežnih vrijednosti ekonomskih fundamenata obuhvaćenih vektorom Z_t od daleko je veće dodane vrijednosti za nositelje ekonomske politike. Pritom treba istaknuti da ukupna odstupanja mogu i nerijetko se zamjetno razlikuju od tekućih odstupanja (Clark i MacDonald, 2004).

Ukupna odstupanja između povijesnih ostvarenja bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i pripadajuće ravnoteže predstavljene PEER-om u pojedinim tromjesečjima izvode se kao:

$$ukupna\ odstupanja = \left(\frac{RER_{HR/EA} - PEER_{HR/EA}}{PEER_{HR/EA}} \right) \times 100 \quad (96)$$

te su, izražena u postotku, prikazana na Slici 8-4.



Izvor: izračun autora

Slika 8-4: Ukupna odstupanja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog permanentnog ravnotežnog koncepta

8.3.1. Predznaci odstupanja (intervali podcijenjenosti i precijenjenosti) povijesnog realnog tečaja u odnosu na permanentni ravnotežni tečaj

Predznaci ukupnih odstupanja, kao i u slučaju tekućih neravnoteža, također upućuju na podjednaku zastupljenost pozitivnih i negativnih odstupanja. U razdoblju obuhvaćenom empirijskom analizom u 44 tromjesečja ili 55% ukupno obuhvaćenog vremenskog razdoblja (80 tromjesečja) prisutna su tako pozitivna odstupanja (podcijenjenost povijesnog bilateralnog realnog tečaja), dok se u 36 tromjesečja ili 45% vremenskog uzorka može opaziti negativno odstupanje (precijenjenost povijesnog bilateralnog realnog tečaja).

Kada je riječ o ustrajnosti podcijenjenosti ili precijenjenosti, ukupna odstupanja mogu se grubo podijeliti u sedam karakterističnih razdoblja. Razdoblje 1, koje obuhvaća prvotna opažanja do zaključno 1. tr. 2001. godine (ukupno 5 tromjesečnih frekvencija) dominantno je obilježeno ukupnom podcijenjenošću povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na permanentni ravnotežni koncept. Razdoblje 2, koje započinje u 2. tr. 2001. i traje do, uključujući, 4. tr. 2002. godine (obuhvaća ukupno 7 tromjesečnih frekvencija), obilježeno je ukupnom precijenjenošću

povijesnog tečaja. Razdoblje 3 razmjerno je dug interval ukupne podcijenjenosti koje započinje na početku 2003. godine i traje sve do, uključujući, 1. tr. 2008. godine (ukupno obuhvaća 21 tromjesečnu frekvenciju). Zanimljivo je da ekonomski fundamenti upućuju na blagu podcijenjenost bilateralnog realnog tečaja upravo u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize kada je realan rast Hrvatske bio praćen porastom makroekonomskih neravnoteža i kada je povijesni realni tečaj kontinuirano jačao (aprecirao). Potom slijedi razdoblje 4, odnosno interval ukupne precijenjenosti koje traje od 2. tr. 2008. pa sve do 3. tr. 2011. godine (obuhvaća 14 tromjesečnih frekvencija). Na spomenuto razdoblje nadovezuje se vrlo kratak i blag interval ukupne podcijenjenosti. Razdoblje 5 tako obuhvaća samo 2 tromjesečne opservacije koje se odnose na 4. tr. 2011. i 1. tr. 2012. godine. U spomenuta su dva tromjesečja vrlo naglašena tekuća odstupanja, pri čemu je na kretanje bihevioralnog ravnotežnog tečaja, koji je izazvao ta tekuća odstupanja, poglavito utjecao porast relativnog realnog kamatnog diferencijala potaknut europskom krizom javnoga duga. Razdoblje 6 odnosi se na interval koji započinje 2. tr. 2012. i traje do, uključujući, 3. tr. 2015. godine. Riječ je o razdoblju koje je obilježeno precijenjenošću realnoga tečaja u odnosu na PEER ravnotežni koncept, pri čemu su u ukupno 14 tromjesečnih frekvencija obuhvaćenih intervalom u njih 13 zabilježene negativne vrijednosti ukupnih odstupanja i samo jedna pozitivna vrijednost (u 1. tr. 2015. godine). Najrecentnije, razdoblje 7 obuhvaća interval od 4. tr. 2015. do 4. tr. 2019. godine (ukupno 17 tromjesečnih frekvencija). Isto karakterizira podcijenjenost realnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

8.3.2. Veličine (magnitudo) ukupnih odstupanja

Veličine (magnitudo) ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od permanentnog ravnotežnog koncepta razmjerno su blage, odnosno kreću se u rasponu od maksimalne ukupne podcijenjenosti od 2,00% (u 4. tr. 2004.) do najizraženije ukupne precijenjenosti od -1,77% (u 3. tr. 2013.). Samo u 14 tromjesečja razina ukupne podcijenjenosti veća je od 1%, dok su magnitudo ukupne precijenjenosti u samo 15 tromjesečnih frekvencija manje od -1%. Samo 4 vremenske frekvencije obilježene su ukupnom podcijenjenošću koja je veća od +1,5% te svega 4 vremenske frekvencije karakterizira ukupna precijenjenost naglašenija od -1,5%.

Promatrano po ranije spomenutim karakterističnim razdobljima, maksimalna vrijednost podcijenjenosti u razdoblju 1 iznosila je 1,60% i ostvarena je tijekom 1. tr. 2000. godine, dok je prosjek pozitivnih ukupnih odstupanja u ovome razdoblju iznosio 0,84%. Minimalno negativno ukupno odstupanje u razdoblju 2 iznosi -1,25% i ostvareno je u 3. tr. 2001., dok prosjek negativnih ukupnih odstupanja za ovo razdoblje iznosi -0,69%. U razdoblju 3 maksimalno pozitivno ukupno odstupanje (podcijenjenost povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na PEER ravnotežni koncept) iznosi 2,00% (ostvareno u 4. tr. 2004. godine), dok prosječna vrijednost pozitivnih ukupnih odstupanja u ovome intervalu iznosi 0,88%. U razdoblju 4 minimalna (najizraženija negativna) vrijednost ukupnih odstupanja iznosila je -1,63% (u 3. tr. 2010. godine), dok je prosječna negativna vrijednost ukupnih odstupanja u tom intervalu iznosila -0,94%. U razdoblju 5, koje obuhvaća svega dva tromjesečna opažanja, maksimalno pozitivno ukupno odstupanje iznosilo je 0,16% (u 1. tr. 2012. godine), a prosječno 0,08%. U razdoblju 6 minimalno negativno ukupno odstupanje iznosi -1,77% (u 3. tr. 2013. godine), a prosjek negativnih odstupanja -0,91%. U razdoblju 7 najizraženija podcijenjenost realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od 1,54% zabilježena je u 4. tr. 2019. godine⁶¹, dok je prosječna vrijednost pozitivnih ukupnih odstupanja za to razdoblje iznosila 0,68%.

8.4. Usporedba tekućih i ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ravnotežnih koncepata

Nakon što su izračunata tekuća i ukupna odstupanja, potrebno je testirati istraživačke hipoteze H3 i H4. Prva od spomenutih hipoteza fokusira se na relativnu veličinu odstupanja (propituje jesu li izvedena tekuća odstupanja veća od ukupnih odstupanja), a druga na kvalifikacije apsolutnih magnituda tekućih i ukupnih odstupanja te svojstva povratka (konvergiranja) povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja empirijski ocijenjenoj tekućoj (BEER) i dugoročnoj (PEER) ravnoteži.

⁶¹ Na takav nalaz vrlo vjerojatno dijelom utječe tzv. pristranost prvih i posljednjih opažanja ekonometrijskom analizom obuhvaćenog uzorka.

8.4.1. Usporedba raspona kolebanja te prosječnih veličina tekućih i ukupnih odstupanja

Analiza veličina tekućih odstupanja (vidjeti cjelinu 8.2.2.) i analiza veličina ukupnih odstupanja (vidjeti cjelinu 8.3.2.) pružaju osnovu za usporedbu relativnih magnituda odnosno odnosa veličina tekućih odstupanja (koja uključuju cikličku komponentu, odnosno prolazne i privremene šumove) naspram ukupnih odstupanja (koja su izvedena iz HP filtriranih, odnosno dugoročno ravnotežnih ekonomskih fundamenata). Na tome tragu, Tablica 8-1 daje prikaz nekoliko usporednih pokazatelja magnituda spomenutih odstupanja.

Tablica 8-1: Usporedba raspona kolebanja i prosječnih veličina tekućih i ukupnih odstupanja

	Tekuća odstupanja	Ukupna odstupanja
Maksimalna pozitivna vrijednost	2,26%	2,00%
Minimalna negativna vrijednost	-4,50%	-1,77%
Prosječna pozitivna vrijednost	1,04%	0,74%
Prosječna negativna vrijednost	-1,11%	-0,83%

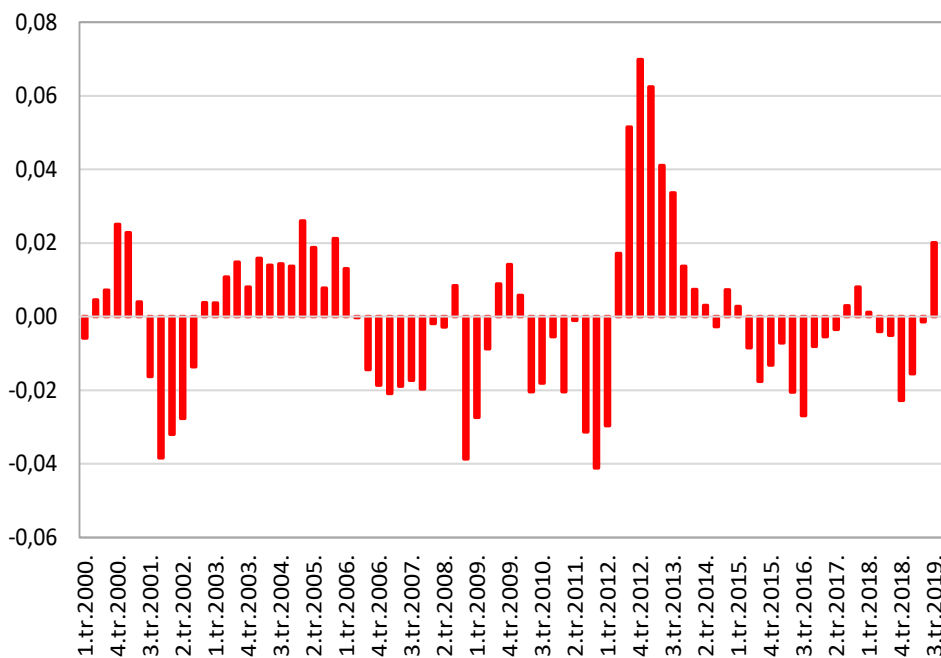
Izvor: izračun autora

Najvažniji usporedni indikator u Tablici 8-1 odnosi se na raspone kolebanja. Kolebanje tekućih odstupanja kreće se tako u rasponu od globalnog maksimuma vrijednosti 2,26% (ostvarenog u 4. tr. 2006.) i globalnog minimuma vrijednosti -4,50% (u 4. tr. 2012.). Kolebanja ukupnih odstupanja kreću se između globalnog maksimuma vrijednosti 2,00% (u 4. tr. 2004.) i pripadajućeg globalnog minimuma vrijednosti -1,77% (u 3. tr. 2013.). Iz spomenutih je veličina razvidno da je raspon kolebanja ukupnih odstupanja zamjetno manji od raspona kolebanja tekućih odstupanja (globalni maksimum tekućih odstupanja za 0,26 postotnih bodova veći je od globalnog maksimuma ukupnih odstupanja, dok je globalni minimum tekućih odstupanja za 2,73 postotna boda naglašeniji u odnosu na globalni minimum ukupnih odstupanja).

Prije konačne ocjene hipoteze H3 potrebno je također provjeriti odnosi li se takav odnos samo na ekstremne vrijednosti raspona ili je on karakterističan za čitavo razdoblje obuhvaćeno empirijskom analizom. Tablica 8-1 pokazuje da su tekuća odstupanja unutar čitavog razdoblja u prosjeku naglašenija od ukupnih odstupanja. Prosječna vrijednost pozitivnih tekućih odstupanja (razdoblja podcijenjenosti povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na bihevioralni ravnotežni koncept) tako iznosi 1,04% i za 0,30 postotnih bodova veća je od prosječne vrijednosti pozitivnih ukupnih odstupanja (razdoblja

podcijenjenosti povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na permanentni ravnotežni koncept). Isti nalaz vrijedi i za prosječnu vrijednost negativnih tekućih odstupanja koja iznosi $-1,11\%$ i koja je za 0,28 postotnih bodova izraženija (manja) od prosječne vrijednosti negativnih ukupnih odstupanja.

Naglašenija tekuća u odnosu na ukupna odstupanja poglavito zrcale činjenicu da su ekonomski fundamenti iz kojih je izveden bihevioralni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja tijekom razdoblja obuhvaćenog empirijskom analizom bili izloženi iregularnoj komponenti odnosno da nisu predstavljali dugoročnu ravnotežnu reprezentantu varijabli. Značenje i prisutnost iregularne komponente za pojedinačne vremenske nizove obuhvaćene vektorom Z_t objašnjeno je u cjelini doktorskoga rada 7.2., a Hodrick-Prescott filtrom ocijenjena ciklička komponenta pojedinačnih vremenskih nizova prikazana na slikama 7-1 do 7-5. Implicitna zbirna iregularna komponenta može se izvesti kao razlika između BEER i PEER ravnotežnih koncepata, a ista je prikazana na Slici 8-5.



Izvor: izračun autora

Slika 8-5: Implicitna zbirna iregularna komponenta izvedena kao razlika između bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta

Cilj ove cjeline doktorskoga rada bio je provesti statičku analizu usporednih veličina odstupanja rezultati koje daju osnove za prihvaćanje ili odbacivanje treće hipoteze doktorskoga rada koja ističe da:

***H3** (osnovna): U protekle dvije dekade tekuća odstupanja naglašenija su od ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od relevantnih ravnotežnih BEER i PEER koncepata.*

Kako je rezultatima analize potvrđeno da je raspon kolebanja (maksimalna i minimalna globalna vrijednost empirijskom analizom obuhvaćenog razdoblja) tekućih odstupanja veći od raspona kolebanja ukupnih odstupanja te da su prosječne vrijednosti pozitivnih i negativnih tekućih odstupanja također veće od prosječnih pozitivnih i negativnih vrijednosti ukupnih odstupanja (vidjeti rezultate prikazane u Tablici 8-1), kao i da je apsolutna tromjesečna vrijednost implicitno izvedene zbirne iregularne komponente zamjetno različita od nule (vidjeti Sliku 8-5), može se istaknuti da je istraživačka hipoteza H3 potvrđena, odnosno da se ista prihvaća.

8.4.2. Sklonost konvergiranja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja ravnotežnim BEER i PEER konceptima

U ovoj cjelini doktorskoga rada testira se ključna istraživačka hipoteza H4, koja ističe da je povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio blizak empirijski ocijenjenim ravnotežnim konceptima, odnosno da se njima razmjerno učestalo vraćao, kao i da apsolutne magnitude tekućih i ukupnih odstupanja od relevantnih ravnotežnih koncepata nisu bile značajne. Prihvaćanje ili odbacivanje hipoteze H4 oslanja se na ocjenu dvije vezane pomoćne hipoteze. Prva od spomenutih pomoćnih hipoteza (H4.1) tako ističe da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja ima svojstvo povratka (konvergiranja) ravnotežnim konceptima, a druga (H4.2) da su apsolutne vrijednosti tekućih i ukupnih odstupanja od empirijski ocijenjenih ravnotežnih koncepata razmjerno male.

Podaci istaknuti u dvjema tablicama što slijede poslužit će kao osnova za testiranje pomoćne hipoteze H4.1. Pritom, Tablica 8-2 daje uvid u predznake tekućih odstupanja, disparitete

(karakter neravnoteže) povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja i promjene potrebne za povratak BEER ravnotežnom konceptu.

Tablica 8-2: Predznaci tekućih odstupanja, dispariteti i promjene potrebne za povratak BEER ravnotežnom konceptu po karakterističnim razdobljima

Broj	Karakteristično razdoblje		Predznak tekućeg odstupanja	Povijesni realni tečaj HR/EA u odnosu na BEER	Povratak BEER-u zahtijeva realnu
	Obuhvat frekvencija	Broj frekvencija			
1.	1. tr. 2000. - 1. tr. 2012.	49	+ / -	podcijenjen / precijenjen	aprecijaciju / deprecijaciju
2.	2. tr. 2012. - 4. tr. 2014.	11	-	precijenjen	deprecijaciju
3.	1. tr. 2015. - 4. tr. 2019.	20	+	podcijenjen	aprecijaciju

Izvor: izračun autora

Karakteristično razdoblje 1 tekućih odstupanja (od 1. tr. 2000. do 1. tr. 2012.) obilježavaju razmjerno učestale izmjene podcijenjenosti i precijenjenosti povijesnog realnog tečaja oko ocijenjenog BEER ravnotežnog koncepta, odnosno naglašena sklonost povratku tekućoj ravnoteži. Nakon toga, slijedi razdoblje 2 ustrajnije precijenjenosti (od 2. tr. 2012. do 4. tr. 2014.) na koje se nadovezuje razdoblje 3 ustrajnije podcijenjenosti (od 1. tr. 2015. do 4. tr. 2018.). Unutar razdoblja 3, povijesni bilateralni realni tečaj vrlo je blizak ravnotežnom BEER konceptu u 3. tr. 2017. godine i u posljednja dva tromjesečja empirijskom analizom obuhvaćenog razdoblja. I iz Slike 8-2, koja prikazuje izvedena tekuća odstupanja, razvidno je da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja ima svojstvo konvergiranja prema empirijski ocijenjenoj BEER ravnoteži.

Svojstvo povratka povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja formalno potvrđuje ocijenjeni koeficijent prilagodbe za povijesni bilateralni realni tečaj (prikazan u Tablici 6-17 i detaljno objašnjen u cjelini doktorskoga rada 6.8.). Kao što je već ranije spomenuto, negativan predznak spomenutog parametra upućuje da povijesni bilateralni realni tečaj konvergira ravnotežnom BEER konceptu, dok apsolutna veličina spomenutog koeficijenta brzine prilagodbe pokazuje da se unutar jednog tromjesečja ispravlja 10,03% tekućeg odstupanja odnosno da je u prosjeku za povratak povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja ravnotežnom BEER konceptu potrebno 10 tromjesečja.

Nakon provjere konvergiranja povijesnog realnog tečaja BEER ravnotežnom konceptu, potrebno je analizirati je li isto svojstvo zadovoljeno u slučaju ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta. Tablica 8-3 stoga daje pregled predznaka ukupnih odstupanja, disparitete i promjene

potrebne za povratak PEER ravnotežnom konceptu tijekom istaknutih karakterističnih razdoblja.

Tablica 8-3: Predznaci ukupnih odstupanja, dispariteti i promjene potrebne za povratak PEER ravnotežnom konceptu po karakterističnim razdobljima

Broj	Karakteristično razdoblje		Predznak ukupnog odstupanja	Povijesni realni tečaj HR/EA u odnosu na PEER	Povratak PEER-u zahtijeva realnu
	Obuhvat frekvencija	Broj frekvencija			
1.	1. tr. 2000. - 1. tr. 2001.	5	+	podcijenjen	aprecijaciju / deprecijaciju
2.	2. tr. 2001. - 4. tr. 2002.	7	-	precijenjen	deprecijaciju
3.	1. tr. 2003. - 1. tr. 2008.	21	+	podcijenjen	aprecijaciju
4.	2. tr. 2008. - 3. tr. 2011.	14	-	precijenjen	deprecijaciju
5.	4. tr. 2011. - 1. tr. 2012.	2	+	podcijenjen	aprecijaciju
6.	2. tr. 2012. - 3. tr. 2015.	14	-	precijenjen	deprecijaciju
7.	4. tr. 2015. - 4. tr. 2019.	17	+	podcijenjen	aprecijaciju

Izvor: izračun autora

Iz Tablice 8-3 također je razvidno da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja obilježava svojstvo povratka dugoročnoj ravnoteži, odnosno da se naizmjenice izmjenjuju razdoblja njegove podcijenjenosti i precijenjenosti naspram empirijski ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta. Ako se pozornost usmjeri na karakteristična razdoblja odnosno obuhvat i broj tromjesečnih frekvencija u njima, može se zaključiti da u prosjeku povijesnom realnom tečaju za promjenu predznaka ukupnih odstupanja treba oko 11,4 tromjesečja ili nešto manje od tri kalendarske godine. Spomenuta je veličina nešto veća od empirijski ocijenjenog koeficijenta brzine prilagodbe (konvergiranja) povijesnog bilateralnog realnog tečaja bihevioralnom ravnotežnom konceptu, što ne treba čuditi jer je u potonjem slučaju riječ o povratku dugoročnoj, a u prvotnome povratku tekućoj ravnoteži.

Rezultati analize provedeni u ovoj cjelini doktorskoga rada pružaju osnove za testiranje pomoćne hipoteze H4.1 koja ističe:

H4.1 (pomoćna): *U protekle dvije dekade izmjenjuju se razdoblja precijenjenosti i podcijenjenosti, što upućuje na konvergiranje povijesnog realnog tečaja između kune i eura ravnotežnim BEER i PEER konceptima.*

Kako je analizom potvrđeno da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja koleba na način da se razmjerno učestalo izmjenjuju razdoblja njegove precijenjenosti i podcijenjenosti

oko BEER ravnotežnog koncepta (vidjeti rezultate prikazane u Tablicu 8-2), pri čemu mu je za povratak tekućoj ravnoteži potrebno 10 tromjesečja (vidjeti rezultate u Tablici 6-17), kao i da isto svojstvo naizmjeničnih (pozitivnih i negativnih) ukupnih odstupanja obilježava dinamiku povijesnog bilateralnog realnog tečaja oko ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta (vidjeti rezultate prikazane u Tablici 8-3), može se istaknuti da je pomoćna hipoteza H4.1 potvrđena, odnosno da se ista prihvaća.

8.4.3. Kvalitativne odrednice veličina tekućih i ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenih ravnotežnih konceptata

Pomoćna hipoteza H4.2 odnosi se na kvalitativnu odrednicu ocijenjenih vrijednosti dispariteta između povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te ravnotežnih BEER i PEER konceptata. Pritom, kao što je već spomenuto u uvodnome dijelu doktorskoga rada, ne postoji jedinstveni i/ili općeprihvaćeni izričaj odnosno klasifikacija kvalifikacija odstupanja. Ključnu dodanu vrijednost u tom pogledu svakako pruža praksa koju slijedi Međunarodni monetarni fond. Spomenuta međunarodna financijska institucija, kao što je već istaknuto u cjelini 2.4.3. doktorskog rada, kvalificira odstupanja povijesnog realnog tečaja od ocijenjenih EBA-lite ravnotežnih konceptata koja se kreću unutar raspona od $\pm 5\%$ kao općenito konzistentna s realnim tečajem koji je u skladu s ekonomskim fundamentima i poželjnim ekonomskim politikama (IMF, 2016a). Kvalifikaciju blago slabiji realni tečaj Fond koristi kada se odstupanja kreću u rasponu od $+5\%$ do $+10\%$, slabiji od $+10\%$ do $+20\%$, a značajno slabiji na odstupanja koja nadilaze $+20\%$ (vrijedi i obrnuto).⁶²

⁶² Rasponi koji se odnose na kvalifikacije za EBA pristup tekućeg računa različiti (manji) su od raspona na kojem se temelje kvalifikacije za EBA pristupe realnog tečaja (vidjeti cjelinu doktorskoga rada 2.4.3.).

Tablica 8-4: Kvalifikacije odstupanja povijesnog realnog tečaja od EBA-lite ravnotežnih koncepata realnog tečaja Međunarodnog monetarnog fonda

Raspon kolebanja povijesnog realnog tečaja oko ocijenjenog EBA-lite ravnotežnog koncepta realnog tečaja	Kvalifikacija MMF-a
više od +20%	značajno slabiji
od +10% do +20%	slabiji
od +5% do +10%	blago slabiji
od 0 do +5%	općenito konzistentan
od -5% do 0	općenito konzistentan
od -10% do -5%	blago jači
od -10% do -20%	jači
manje od -20%	značajno jači

Izvor: IMF (2016a)

Uvažavajući brojna teorijska i empirijska ograničenja u izvođenju BEER i PEER ravnotežnih koncepata, Horvath i Komarek (2006) također ističu da se tekuća i ukupna odstupanja mogu smatrati razmjerno blagim ako njihove magnitude, izraženo u postotku, ne prelaze razinu od 10% (u apsolutnom izrazu).

U nastavku je stoga provedena analiza koja treba dati odgovor na pitanja jesu li tekuća i ukupna odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bila općenito konzistentna ili tek blago odstupala od ravnotežnih koncepata izvedenih iz tekućih ili dugoročno-ravnotežnih vrijednosti relevantnih ekonomskih fundamenata odnosno jesu li se unutar razdoblja obuhvaćenog empirijskom analizom kretala unutar raspona od $\pm 5\%$ (općenito konzistentna s ravnotežnim konceptima) ili $\pm 10\%$ (tek blago odstupala od ravnotežnih koncepata).

Slijedeći klasifikaciju Fonda, Tablica 8-5 daje prikaz kvalifikacija tekućih odstupanja po karakterističnim razdobljima, a Tablica 8-6 kvalifikaciju ukupnih odstupanja po karakterističnim razdobljima.

Tablica 8-5: Kvalifikacija tekućih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog BEER ravnotežnog koncepta

Karakteristično razdoblje			Minimum (u %)	Maksimum (u %)	Prosjek (u %)	Kvalifikacija povijesnog realnog tečaja HR/EA
Broj	Obuhvat frekvencija	Broj frekvencija				
1.	1. tr. 2000. - 1. tr. 2012.	49	-1,78	2,26	-	općenito konzistentan s ocijenjenim BEER-om
2.	2. tr. 2012. - 4. tr. 2014.	11	-4,50	-0,43	-2,29	općenito konzistentan s ocijenjenim BEER-om
3.	1. tr. 2015. - 4. tr. 2019.	20	0,00	2,18	0,89	općenito konzistentan s ocijenjenim BEER-om

Izvor: izračun autora

Tablica 8-6: Kvalifikacija ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta

Karakteristično razdoblje			Minimum (u %)	Maksimum (u %)	Prosjek (u %)	Kvalifikacija povijesnog realnog tečaja HR/EA
Broj	Obuhvat frekvencija	Broj frekvencija				
1.	1. tr. 2000. - 1. tr. 2001.	5	0,07	1,60	0,84	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
2.	2. tr. 2001. - 4. tr. 2002.	7	-1,25	-0,10	-0,69	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
3.	1. tr. 2003. - 1. tr. 2008.	21	0,30	2,00	0,88	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
4.	2. tr. 2008. - 3. tr. 2011.	14	-1,63	-0,22	-0,94	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
5.	4. tr. 2011. - 1. tr. 2012.	2	0,01	0,16	0,08	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
6.	2. tr. 2012. - 3. tr. 2015.	14	-1,77	-0,08	-0,91	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om
7.	4. tr. 2015. - 4. tr. 2019.	17	0,08	1,54	0,68	općenito konzistentan s ocijenjenim PEER-om

Izvor: izračun autora

Nastavno na tvrdnju istaknutu u pomoćnoj hipotezi H4.2:

H4.2 (pomoćna): *U protekle dvije dekade tekuća i ukupna odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bila su bliska (općenito konzistentna) ili su tek blago odstupala od BEER i PEER ravnotežnih koncepta.*

te kvalifikacije tekućih i ukupnih odstupanja ocijenjene kao općenito konzistentne s kretanjem bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta odnosno veličine kojih odstupanja niti u jednom karakterističnom razdoblju ne prelaze raspon od $\pm 5\%$ (pripadajuće kvalifikacije tekućih odstupanja sukladno klasifikaciji Fonda koje podupiru tu tvrdnju prikazane su u Tablici 8-4, a kvalifikacije ukupnih odstupanja u Tablici 8-5) pružaju osnove za zaključak da je pomoćna hipoteza H4.2 potvrđena, odnosno da se ista prihvaća.

Kao što je već istaknuto, testiranje ključne hipoteze doktorskoga rada H.4 oslanja se na provjere, odnosno potvrde pomoćnih hipoteza. Potvrda pomoćne hipoteze H4.1 znači da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja ima svojstvo povratka (konvergiranja) k ravnoteži koju određuju relevantni ekonomski fundamenti, odnosno da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja nije (bio) niti dominantno i kontinuirano precijenjen niti dominantno i kontinuirano podcijenjen, što bi upućivalo na strukturnu ili fundamentalnu neravnotežu povijesnog realnog tečaja. Potvrda pomoćne hipoteze H4.2 upućuje pak da su tekući i ukupni dispariteti između povijesnog bilateralnog realnog tečaja i relevantnih ravnotežnih konceptata razmjerno blagi (kreću se u rasponu od $\pm 5\%$) odnosno, kvalitativno ocijenjeno, općenito konzistentni s dinamikom empirijski ocijenjenih BEER i PEER ravnotežnih konceptata. Istovremena potvrda ove dvije pomoćne hipoteze, uz oslanjanje na indukciju i znanstvenu metodu analize i sinteze, daje tako osnove za potvrdu i prihvaćanje osnovne hipoteze H4 koja ističe:

***H4 (osnovna):** U protekle dvije dekade, povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja blizak je ravnotežnom realnom tečaju predstavljanim BEER i PEER konceptima.*

8.5. Usporedba rezultata ocijenjenih u doktorskome radu s empirijskim nalazima ranijih relevantnih istraživačkih radova za Hrvatsku

Obzirom na teorijski i metodološki pristup, odabir ekonomskih fundamenata, ocijenjene predznake i veličine dugoročnih koeficijenata (i koeficijenta brzine prilagodbe), empirijski ocijenjeni tekući i dugoročni ravnotežni koncept te pripadajuća odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na ravnotežne koncepte moguće je dio spomenutih veličina usporediti s nalazima ranijih empirijskih radova u čijem je fokusu istraživanja također Hrvatska, pri čemu treba voditi računa da se usporedba odnosi na zamjetno

kraće (usporedno) razdoblje obuhvaćeno analizom u ranijim radovima. U tom pogledu od najveće dodane vrijednosti su usporedbe s nalazima u istraživačkim radovima Palić, Dumičić i Šprajac (2014), Svilokos i Tolić (2014), Bellulo i Broz (2007) te ocjenama koje je u blogu Arhivanalitike iznio Deskar Škrbić (2017).

Teorijski i metodološki pristup primijenjen u radu Palić, Dumičić i Šprajac (2014) najbliži je onome koji se koristi u doktorskom radu. Johansenov pristup kointegracije, ocijenjeni vektorski model korekcije pogreške (s potvrđenom jednom kointegracijskom relacijom) te, poglavito, odabir ekonomskih fundamenata (omjer cijena razmjernih i nerazmjernih dobara kao indikator Harrod-Balassa-Samuelson učinka, TNT, uvjeti razmjene, TOT, i neto inozemna aktiva, NFA) kojima autorice izvođe bihevioralni ravnotežni koncept, kao i Hodrick-Prescott filtriranje pojedinačnih varijabli za izvođenje PEER-a kojime se objašnjava dugoročno-ravnotežna dinamika povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja podudarni su s pristupom korištenim u disertaciji (koja, uz spomenute, fundamente proširuje sukladno pristupima drugih empirijskih radova, a poglavito rada Beza-Bojanowska i MacDonald, 2009, te Peltonen i Sager, 2009). Svi predznaci spomenutih fundamenata u radu autorica isti su predznacima dugoročnih koeficijenata ocijenjenih u disertaciji, a vrlo su slične i veličine ocijenjenih dugoročnih koeficijenata. Gotovo identična je i ocijenjena veličina koeficijenta brzine prilagodbe parametra za realan tečaj između Hrvatske i europodručja. U disertaciji tako razdoblje za povratak povijesnog realnog tečaja BEER ravnotežnom konceptu iznosi 10 tromjesečja, a u radu Palić, Dumičić i Šprajac (2014) neznatno niže 9,1 tromjesečje. Ono što je posebno važno naglasiti je podudarnost nalaza u disertaciji i spomenutih autorica u ocjeni razdoblja kada dominiraju pozitivna i negativna ukupna odstupanja te veličine ocijenjenih odstupanja u podudarnim razdobljima. Kao i u doktorskom radu, 2001., 2002. i početak 2003. godine obilježilo je razdoblje precijenjenosti povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na PEER ravnotežni koncept, razdoblje od sredine 2003. pa do sredine 2008. godine podcijenjenost povijesnog tečaja, a razdoblje od druge polovine 2008. do 1. tr. 2014. godine (posljednje opažanje u radu autorica) precijenjenost realnog tečaja. Za podudarno razdoblje u oba rada (od 1. tr. 2000. do 1. tr. 2014. godine) raspon kolebanja ukupnih odstupanja u radu Palić, Dumičić i Šprajac (2014) kreće se od minimalnih -2,10% do maksimalnih 1,44%, što je vrlo blisko rasponu kolebanja u spomenutom razdoblju ocijenjenom u disertaciji od -1,77% do 2,00%. Osnovni zaključak rada autorica da realni tečaj kune prema euru ne odstupa značajno od permanentnog ravnotežnog koncepta te da se razmjerno učestalo vraća (konvergira) ravnoteži također je u potpunom suglasju s nalazima vezanim uz testiranje i

prihvatanje pomoćnih hipoteza H4.1 i H4.2 odnosno ključne osnovne hipoteze H.4 u doktorskomu radu.

Iako Svilokos i Tolić (2014) izvođenje ravnotežnog koncepta tečaja temelje na pristupu fundamentalnog (FEER), a ne bihevioralnog (BEER) i permanentnog (PEER) ravnotežnog koncepta, korišteni Johansenovi testovi kointegracije, struktura vektorskog autoregresivnog modela i uključeni ekonomski fundamenti omogućuju usporedbu dijela ocijenjenih rezultata. Od četiri korištena ekonomska fundamenta kojima nastoje objasniti dinamiku povijesnog efektivnog realnog tečaja za Hrvatsku, dva su identično konstruirana kao fundamenti u disertaciji (uvjeti razmjene, TOT, i neto inozemna aktiva, NFA), dok je relativna razlika u proizvodnosti rada (TNT, mjeren omjerima BDP-a po stanovniku) konceptualno bliska TNT varijabli korištenoj u doktorskomu radu (mjeren relativnim omjerom proizvođačkih i potrošačkih cijena). Kao i u disertaciji, rezultati empirijske ocjene potvrđuju postojanje samo jedne kointegracijske relacije, pri čemu dinamiku VAR modela, kao i dinamiku VEC modela u disertaciji, značajnije određuju dugoročni koeficijenti uz TNT i TOT, dok je vrijednost ocijenjenog koeficijenta uz NFA razmjerno mala. U podudarnom razdoblju obuhvaćenom empirijskom analizom (od 1. tr. 2000. do 3. tr. 2013. godine) razdoblja podcijenjenosti i precijenjenosti povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku od FEER ravnotežnog koncepta velikim se dijelom preklapaju s odstupanjima povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta u doktorskomu radu. Tako u radu Svilokos i Tolić (2014) razdoblje podcijenjenosti dominira u prvome dijelu analizom obuhvaćenog intervala odnosno sve do 4. tr. 2007. (u doktorskomu radu do 1. tr. 2008. godine), nakon čega, sve do 3. tr. 2013. godine, slijedi razdoblje precijenjenosti povijesnog realnog tečaja za Hrvatsku (uz približavanje ravnotežnom FEER konceptu krajem 2001. i početkom 2012. godine), što je vrlo blisko izvedenim ukupnim odstupanjima za isto razdoblje u doktorskomu radu. Ono što je također podudarno s nalazima u disertaciji jest vrlo uski raspon odstupanja povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku u odnosu na FEER ravnotežni koncept koji se u gotovo četrnaest godina kreće u rasponu od minimalnih $-1,13\%$ (najveća precijenjenost povijesnog realnog tečaja) do maksimalnih $0,86\%$ (najveća podcijenjenost povijesnog realnog tečaja), što je manje od raspona fluktuiranja ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od PEER ravnotežnog koncepta ocijenjenih u doktorskomu radu.

Pristup izvođenja bihevioralnog ravnotežnog koncepta u radu Bellulo i Broz (2007) vrlo je sličan onome u doktorskom radu, pri čemu autor i autorica u objašnjavanju dugoročne dinamike povijesnog efektivnog realnog tečaja Hrvatske (REER) koriste gotovo iste fundamente kao i u disertaciji (omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, TNT, uvjete razmjene, TOT, neto inozemnu aktivnu, NFA, i relativnu realnu kamatnu razliku, IRD, koja je dijelom konstruirana oslanjanjem na prinose na dugoročne državne obveznice, kao u disertaciji, a dijelom temeljena na kamatnim stopama na depozite). Bellulo i Broz (2007) uz pomoć relevantnih testova pronalaze potvrdu za postojanje jedne kointegracijske relacije (između REER, TNT, TOT i IRD), pri čemu dinamiku povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku poglavito određuju dugoročni koeficijenti uz relativan omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara i uvjete razmjene. Autor i autorica u radu ne prikazuju numeričke vrijednosti tromjesečnih tekućih odstupanja, ali je iz grafičkog prikaza tri ocijenjena BEER ravnotežna koncepta i povijesnog tečaja razvidno da je u podudarnom razdoblju (od 1. tr. 2000. do 3. tr. 2006. godine) povijesni efektivni realni tečaj Hrvatske bio blizak i razmjerno često konvergirao prema ravnotežnim konceptima, što je na tragu ocijenjenih rezultata odnosno potvrđenih hipoteza u doktorskom radu.

Deskar Škrbić (2017) u formi bloga također propituje je li bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio blizak dugoročnom ravnotežnom konceptu. Iako je riječ o autoru koji analizira razmjerno recentnije razdoblje (do kraja 2016. godine) u odnosu na ranije spomenute radove, metodološki pristup (koji se u izvođenju tekućeg ravnotežnog koncepta ne oslanja na pristup kointegracije i vektorski model korekcije pogreške) i sam format u kojem su nalazi sročeni dijelom ograničavaju usporedbu nalaza. Od ukupno četiri varijable kojima autor objašnjava dugoročnu dinamiku povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja, dvije su podudarne s onima korištenim u doktorskom radu (omjer cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara te uvjeti razmjene). Ocijenjena ukupna odstupanja (razlike između povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te ocijenjenog PEER-a) u Deskar Škrbić (2017) kreću se u rasponu od približno $\pm 3\%$, a od članstva Hrvatske u Europskoj uniji do kraja 2016. kolebaju unutar zamjetno užeg raspona (oko $\pm 1\%$), što je blisko nalazima u doktorskom radu. I ocijenjena razdoblja odstupanja velikim su dijelom podudarna. U oba rada razdoblje od 2003. do eskalacije globalne financijske krize obilježilo je tako razdoblje dominantne podcijenjenosti, interval od 2008. do 2011. godine precijenjenost, početak 2012. podcijenjenost, dio 2013. i 2014. precijenjenost te 2016. podcijenjenost povijesnog bilateralnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja u odnosu na PEER

ravnotežni koncept. Sklonost povratka (konvergiranja) povijesnog realnog tečaja ravnotežnom dugoročnom konceptu također je na tragu rezultata, odnosno hipoteze H4.1 potvrđene u doktorskome radu.

Ostali radovi koji ocjenjuju neki pojedinačni (ne-hibridni) oblik ravnotežnog koncepta tečaja za Hrvatsku (ili uz ostale zemlje u analizi uključuju i Hrvatsku) velikim se dijelom oslanjaju na ocjenu održivog tekućeg računa ili, slično, izvode odstupanja od ravnotežnog koncepta izvedenog u odnosu na prilagođenu ili neprilagođenu normu tekućeg računa. Brojni takvi radovi u empirijskome se pristupu oslanjaju na analizu panel podataka. Iako zbog razlika u metodološkom pristupu rezultati njihovih ocjena nisu usporedivi s ocjenama izvedenim u doktorskome radu, treba istaknuti da su u većini slučajeva i u tim radovima izračunati dispariteti općenito konzistentni s dinamikom ravnotežnog koncepta ili od njega, koristeći se ponovno kvalitativnim izričajima Fonda, tek blago odstupaju. Na tom je tragu, primjerice, i nalaz Comunale (2015a), koja ističe da su odstupanja tekućeg računa i realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku u odnosu na ocijenjenu normu i ravnotežni fundamentalni koncept tečaja manja od ostalih zemalja s (*de facto*) fiksnim tečajnim režimima. Ako se pak promatraju predznaci odstupanja realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku u odnosu na bihevioralni ravnotežni tečaj izveden iz panel analize te uz pomoć kumulativnog tekućeg računa kao fundamenta, Comunale (2015b) ističe da je do 2007. hrvatski realni efektivni tečaj niži (podcijenjen) u odnosu na BEER, a od 2008. do 2010. (posljednje godine obuhvaćene analizom) viši (precijenjen) u odnosu na BEER. Spomenuti nalazi, izvedeni posve različitim pristupima, u suglasju su s nalazima istaknutim u doktorskome radu za podudarni dio analizom obuhvaćenog razdoblja.

Kada je riječ o ocjenama odstupanja realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku Međunarodnog monetarnog fonda, temelja za izravnu usporedbu ocjena još je manje ako se uvaži činjenica da gotovo svi kompleksni i hibridni pristupi Fonda uključuju veći ili manji broj normativnih elemenata (koji se odnose na Hrvatsku, a ponekad istovremeno i na njene trgovinske partnere), dok su bihevioralni i permanentni ravnotežni koncepti, korišteni u doktorskome radu, ne-normativni pristupi. Dodatan je problem što Fond, nastojeći poduprijeti svoje rezultate što jačim argumentima, istovremeno koristi više pristupa⁶³ koji nerijetko za isto ocijenjeno vremensko razdoblje rezultiraju disparitetima različitih predznaka i magnituda. Ipak i tu je vrijedno

⁶³ EBA i EBA-lite metodologija Fonda tako uključuju tri različita pristupa (više o tome vidjeti u cjelinama doktorskoga rada 2.4.2. i 2.4.3.).

istaknuti da je Fond u svojim izvješćima za Hrvatsku provedenih u okviru konzultacija temeljem Članka IV. u posljednjih nekoliko godina gotovo u pravilu isticao kao zbirni zaključak da je realni efektivni tečaj za Hrvatsku bio općenito konzistentan ili tek blago odstupao od ocijenjenih EBA-lite ravnotežnih koncepata, odnosno prilagođenih norma tekućeg računa platne bilance, ekonomskih fundamenata i/ili ekonomskih politika u srednjem roku.

Uvažavajući usporedbu rezultata iznesenih u disertaciji i rezultata ranijih empirijskih radova u čijem je fokusu Hrvatska, kao i ocjena Međunarodnog monetarnog fonda za Hrvatsku, može se kao ključna istaknuti činjenica da je nalaz doktorskoga rada da je povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio općenito konzistentan s empirijski ocijenjenim bihevioralnim i permanentnim ravnotežnim konceptima robustan. Štoviše, usporedba rezultata pokazuje i da su ocijenjena razdoblja pozitivnih (podcijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni koncept) i negativnih (precijenjenosti povijesnog bilateralnog realnog tečaja u odnosu na ravnotežni koncept) dispariteta, kao i brzina konvergiranja k ravnotežnim konceptima za podudarno razdoblje analize na tragu ocjena istaknutih u doktorskome radu.

8.6. Značaj, dodana vrijednost i ograničenja u tumačenju rezultata doktorskoga rada za nositelje ekonomske politike u Hrvatskoj, akademsku i stručnu javnost

U disertaciji su empirijski ocijenjena dva koncepta ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja čije se vrijednosti mijenjaju kroz analizom obuhvaćeno razdoblje, što je u skladu s teorijskom spoznajom da na njihovu dinamiku u srednjem i dugome roku poglavito utječu realni šokovi i promjene u tokovima kapitala. Jedan od najvažnijih realnih šokova koji utječu na promjene ravnotežnih realnih tečaja su dugoročni (sekularni) trendovi⁶⁴ i šokovi koji su odraz naglašenih promjena cijena sirovina⁶⁵. Promjene u međunarodnim tokovima kapitala ili naglašeniji priljevi inozemne štednje, uvažavajući razlike u onome što ih potiče⁶⁶, bit će barem dijelom usmjereni k domaćoj potrošnji potičući pritom rast domaći proizvedenih

⁶⁴ Poput razlika u razinama i brzini tehnoloških promjena, razlika u proizvodnosti rada, prepoznatljivoj kvaliteti odnosno necjenovnoj konkurentnosti.

⁶⁵ Poglavito cijene sirove nafte.

⁶⁶ Priljevi kapitala mogu biti potaknuti, između ostaloga, investicijskom ekspanzijom (zbog inovacija, unaprjeđenja dostupne tehnologije ili otkrića novog resursa), administrativnom deregulacijom, promjenama poreznih zakona, ekspanzijom domaće osobne potrošnje ili rastom manjka proračuna.

nerazmjenjivih dobara te, potencijalno, rezultirati promjenama relativnih cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara i uvjeta razmjene⁶⁷. Ove su fundamentalne odrednice ravnotežnog tečaja izravno uključene u ocjenu ne-normativnih koncepata bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja u doktorskome radu kroz varijable obuhvaćene kointegriranim vektorom.

Uz spomenute fundamentalne čimbenike, na kretanje realnih tečajeva (pa tako i njihovih pripadajućih, poglavito tekućih ravnotežnih vrijednosti) u kratkome roku mogu utjecati i nominalni šokovi odnosno promjene u monetarnoj politici, vezivanje ili usmjeravanje nominalnog tečaja uz neku drugu valutu koji mogu rezultirati privremenim odmakom realnog tečaja od ravnoteže pri tekućoj razini domaćih cijena. Veliki i ustrajni (perzistentni) dispariteti realnog tečaja zbog kretanja u nominalnoj sferi mogu rezultirati učincima na realni tečaj i u srednjem roku, pri čemu se isti ponekad ogledaju u popratnim troškovima inflacije u zemljama koje su naglašeno podcijenile svoj nominalni tečaj ili troškovima deflacije u zemljama koje su isti zamjetno precijenile. Te spoznaje, iz perspektive nositelja ekonomske politike, a poglavito monetarne vlasti, zahtijevaju argumentirane odgovore na pitanja jesu li odluke u monetarnoj sferi rezultirale naglašenim disparitetima u prošlosti i/ili usporavale povratak ravnotežnim konceptima, mogu li i u kojoj mjeri promjene u upravljanju nominalnim tečajem potaknuti ili osnažiti promjene koje će približiti (budući) realni tečaj k (trenutno ocijenjenom) ravnotežnom konceptu, te, promatrano iz druge perspektive, treba li empirijski ocijenjene koncepte ravnotežnog tečaja koristiti kao relevantne indikatore ili priželjkivane ciljeve u budućnosti.

Kako u pogledu istaknutih pitanja, ali i nalaza doktorskog rada vezanih uz ocijenjena tekuća i ukupna odstupanja realnog bilateralnog tečaja stoji Hrvatska, odnosno njena monetarna vlast? Je li tečajni režim koji u nominalnoj sferi primjenjuje Hrvatska narodna banka nepovoljno utjecao na dinamiku realnog tečaja i njegovu sklonost povratka ravnotežnim konceptima? Treba li HNB pokušati utjecati na buduću dinamiku realnih tečajeva kako bi ih približio ravnotežnim konceptima? Za razumijevanje odgovora na spomenuta pitanja, ključno je najprije osvijestiti u kojim okolnostima djeluje domaća monetarna politika, koja je njena temeljna zadaća te kako istu ostvaruje.

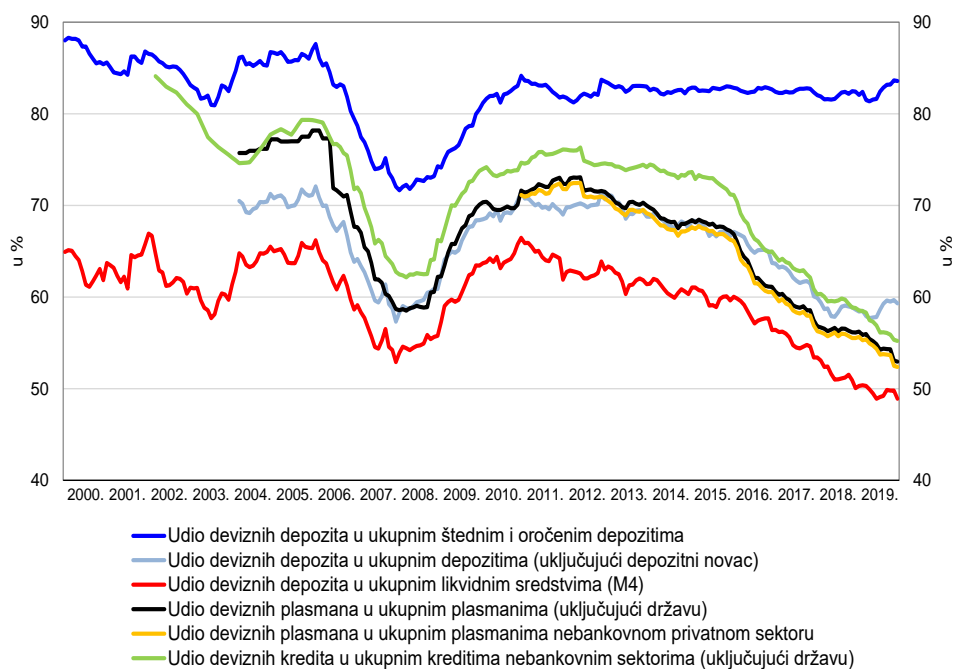
⁶⁷ U kojoj mjeri ovisi o odgovorima na pitanje jesu li razmjenjiva dobra proizvedena u različitim zemljama stvarno nadomjesna (potpuni supstituti), kao i zamjenjivosti razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara unutar pojedine zemlje.

Osnovni cilj djelovanja Hrvatske narodne banke jest postizanje i održavanje stabilne i niske inflacije, koju središnja banka ostvaruje kroz stabilnost nominalnog tečaja kune prema euru o kojem ovise inflacijska očekivanja, ali i stabilnost cjelokupnog domaćeg bankovnog sustava. HNB se pritom oslanja na režim upravljano fluktuirajućeg tečaja pri čemu se nominalni tečaj kune prema euru dominantno određuje tržišnim silnicama uz povremeno uključivanje središnje banke u rad domaćeg deviznog tržišta, ako i kada monetarna vlast ocjeni da su promjene nominalnog tečaja u kratkom vremenskom razdoblju prenaplašene te da svoje izvorište nemaju u promjenama ekonomskih fundamenata. Ustrajanje na stabilnosti nominalnog tečaja, pri čemu središnja banka ne ističe niti brani eksplicitno istaknute granice njegova kolebanja, uvjetovano je karakteristikama malog, uvozno ovisnog, robnim i kapitalnim tijekovima otvorenog gospodarstva, ali i njegovim nepovoljnim idiosinkratskim obilježjima, a poglavito naglašenom dvostranom euroiziranosti te visokim inozemnim dugom domaćih sektora.

Euroizacija u Hrvatskoj, bilo iskazana apsolutno (Slika 8-6) ili u odnosu na ostale nove članice Unije (slike 8-7 i 8-8), pokazuje da je riječ o ukorijenjenom i naglašenom fenomenu koji zamjetno ograničava prostor za vođenje domaće monetarne politike (Dumičić, Ljubaj i Martinis, 2017) i time umanjuje njene potencijalne dosege u realnoj sferi. Visoka euroiziranost na strani pasive bilanci banaka (depozitna euroizacija)⁶⁸ utjecala je i utječe na euriziranost na strani njihove aktive (kreditna euroizacija), što akumulira rizike, potencira problem njihove razdiobe,⁶⁹ te posljedično pridonosi povećanju ranjivosti i smanjenju otpornosti domaćeg gospodarstva na šokove, o čemu monetarna politika mora voditi računa.

⁶⁸ U Hrvatskoj depozitna euroizacija potječe iz 1960-ih i 1970-ih godina kada je stanovništvo zbog nestabilnosti u bankovnom sustavu i visokih stopa inflacije te učestalih devalvacija domaće valute razvilo sklonost štednji u stranoj valuti (poglavito njemačkoj marki). U početnim godinama monetarne neovisnosti Hrvatska je međunarodne pričuve stvarala kroz privlačenje deviznih depozita stanovništva u domaći bankovni sustav, što je dodatno pridonijelo procesu euroizacije. Devizni priljevi od turizma i radničke doznake iz inozemstva javljaju se kao dodatni činitelji koji pridonose pojavi depozitne euroizacije stanovništva (Ivanov, 2015).

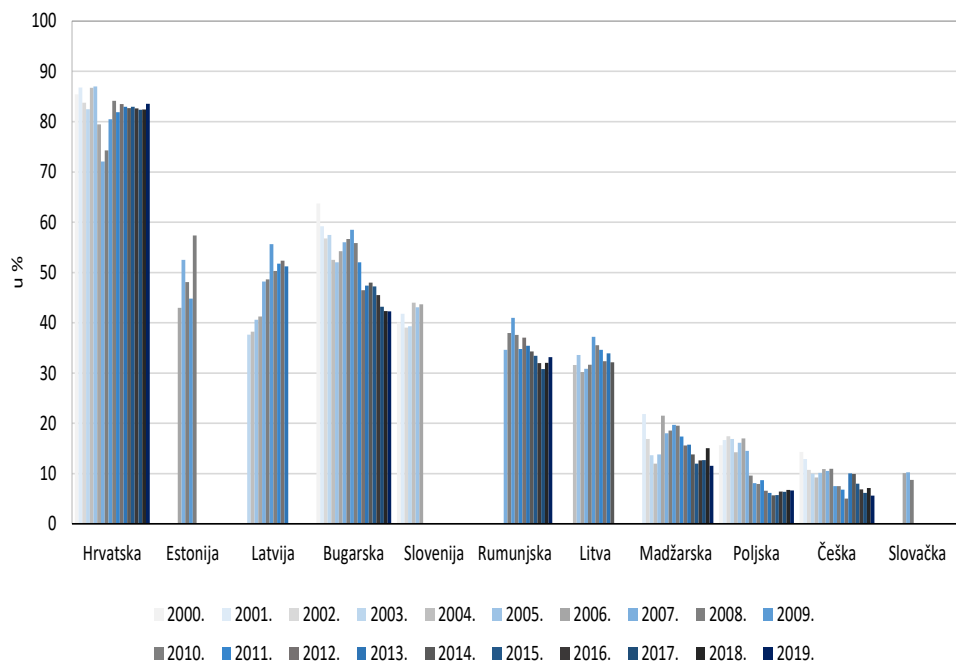
⁶⁹ Dominacija strane valute u izvorima sredstava hrvatskih poslovnih banaka utječe na njihovu kreditnu politiku, pri čemu banke tečajni rizik prenose na korisnike kredita što dovodi do povećanoga kreditnog rizika zbog valutne neusklađenosti korisnika kredita (valuta njihovih primitaka od rada i drugih prihoda nije usklađena s valutom u kojoj otplaćuju svoje obveze).



Napomena: Depoziti/krediti/plasmani u stranoj valuti uključuju depozite/kredite/plasmane s valutnom klauzulom.

Izvor: HNB

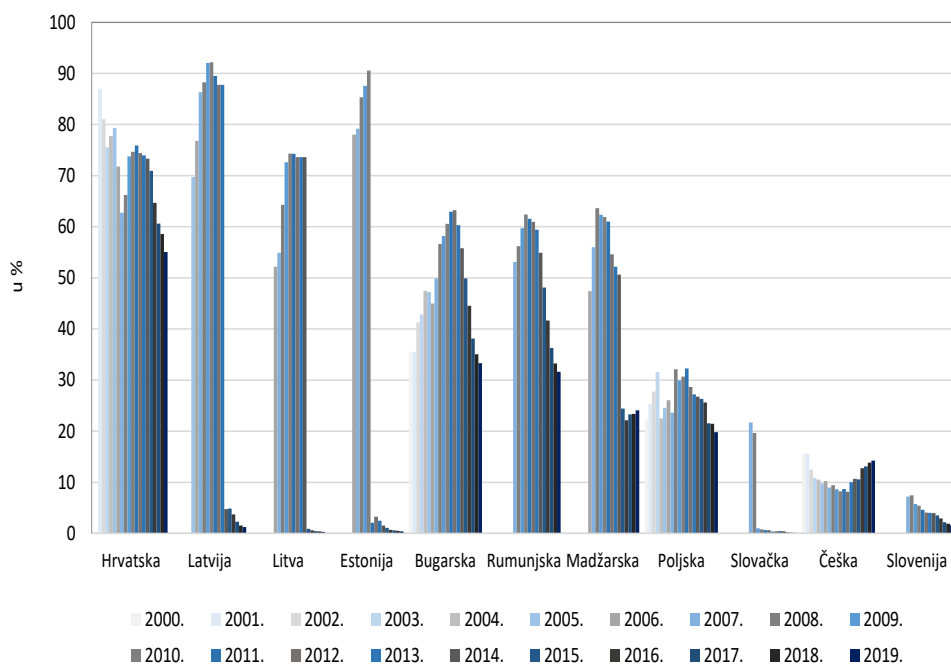
Slika 8-6: Različiti pokazatelji kreditne i depozitne euroizacije za Hrvatsku



Napomena: Devizni depoziti uključuju i depozite u domaćoj valuti s valutnom klauzulom.

Izvori: Europska središnja banka; nacionalne središnje banke

Slika 8-7: Udio deviznih depozita u ukupnim štednim i oročenim depozitima u novim članicama Europske unije



Napomena: Devizni krediti uključuju i kredite u domaćoj valuti s valutnom klauzulom.

Izvori: Europska središnja banka; nacionalne središnje banke

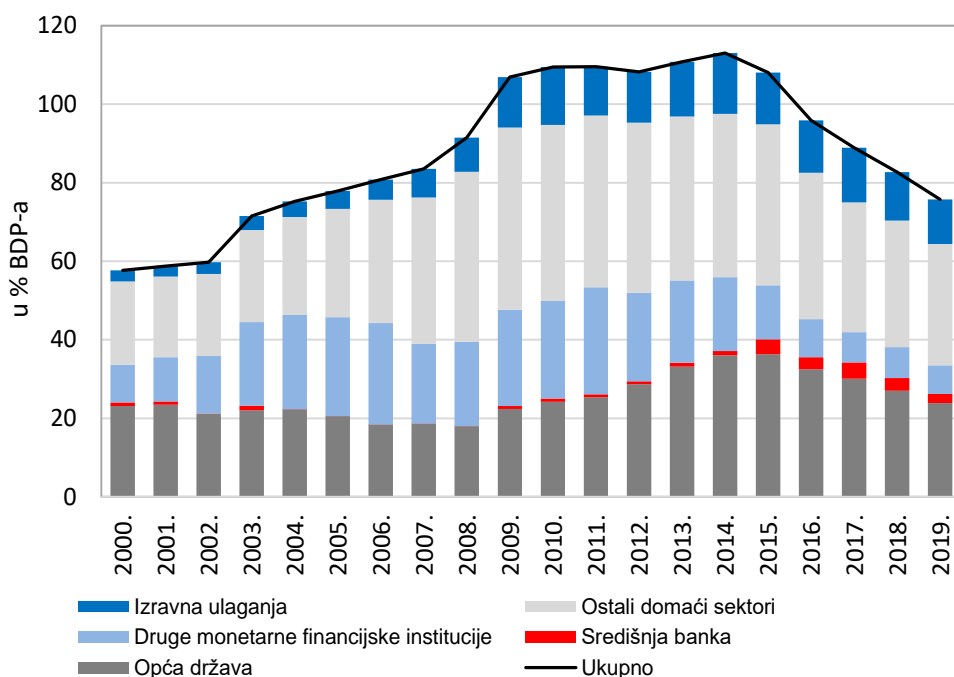
Slika 8-8: Udio deviznih kredita u ukupnim kreditima nebankovnom sektoru u novim članicama Europske unije

Vođenje monetarne politike u Hrvatskoj velikim dijelom kontinuirano ograničava i visoka razina inozemnoga duga domaćih sektora iz razloga što bi izraženija deprecijacija kune prema euru rezultirala iznimno nepovoljnim prilagodbama bilanci⁷⁰ velikog dijela kućanstava i poslovnih subjekata. Snažan porast bruto inozemnog duga Hrvatske zabilježen je u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize, pri čemu je priljev inozemne štednje pridonosio akumuliranju neodrživih manjkova na tekućem računu platne bilance. Iako je Hrvatska narodna banka primjenjivala rigorozne mjere za ograničavanje inozemnog zaduživanja poslovnih banaka kod svojih matica i istovremeno ublažavala naglašene pritiske na jačanje nominalnog tečaja⁷¹, s vremenom su se sve više u inozemstvu izravno zaduživala i poduzeća. Priljevima

⁷⁰ Obzirom na dominantnu zastupljenost eura u valutnoj strukturi inozemnoga duga, povijesni primjer posljedica koje je na domaće gospodarstvo ostavilo slabljenje kune prema švicarskome franku, pokazuje da bi naglašenija deprecijacija kune prema euru vrlo vjerojatno ugrozila funkcioniranje domaćeg bankovnog sustava. Potencijalno poboljšanje robnog izvoza, koji je u slučaju Hrvatske strukturno, geografski i necjenovnom konkurentnošću ograničen, ne bi moglo nadoknaditi ogromne gubitke bilanci, zbog čega bi i realna sfera bila iznimno ugrožena.

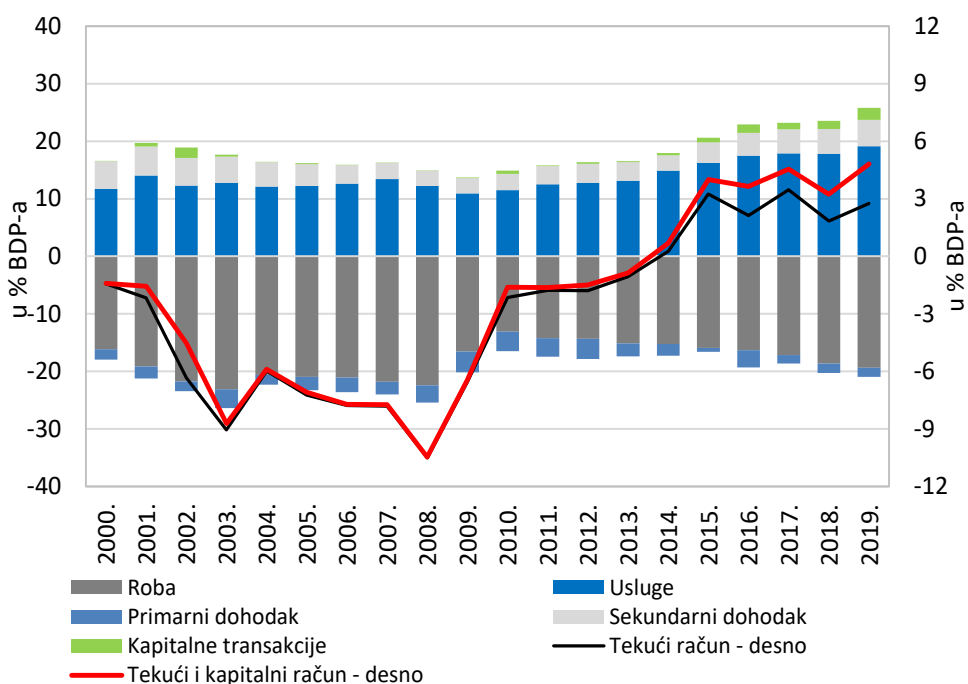
⁷¹ Koji je, kao jedna od sastavnica realnog tečaja, potencijalno mogao narušiti cjenovnu konkurentnost hrvatskih izvoznika na inozemnim tržištima.

kapitala u tom razdoblju pridonosilo je i inozemno zaduživanje države zbog financiranja naglašenih proračunskih manjkova. Nakon izbijanja globalne financijske krize dolazi do slabljenja ukupnog neto priljeva kapitala iz inozemstva, a od 2014. bilježi se neto odljev kapitala iz Hrvatske. Takva kretanja rezultiraju postupnim smanjivanjem relativnog pokazatelja bruto inozemnoga duga (Slika 8-9) te kumuliranjem viškova na tekućem i kapitalnom računu platne bilance (Slika 8-10).



Izvor: HNB

Slika 8-9: Bruto inozemni dug Hrvatske i njegova struktura

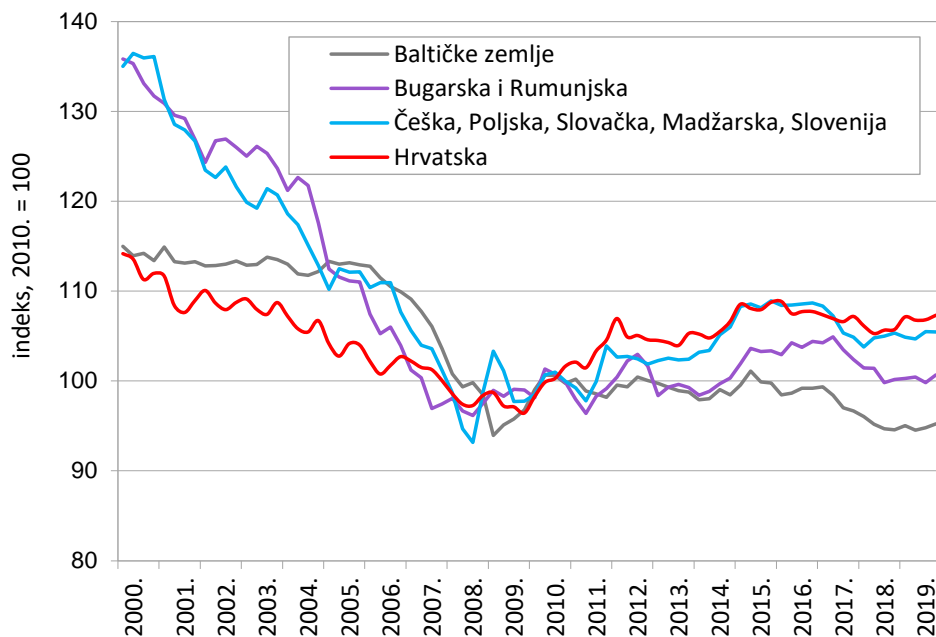


Izvor: HNB

Slika 8-10: Saldo tekućeg i kapitalnog računa platne bilance Hrvatske i njegova struktura

Dodatno obilježje Hrvatske je i razmjerno slaba povezanost između kretanja realnog tečaja i njena robnoga izvoza. Hrvatska je, kao i druge nove članice Unije, prije izbijanja globalne financijske krize ostvarila gubitak cjenovne konkurentnosti izvoza (koji se ogledao u aprecijaciji⁷² realnog efektivnog tečaja kune deflaciranog potrošačkim cijenama), pri čemu je njen gubitak bio relativno najmanje izražen (Slika 8-11). Nakon izbijanja krize većina je novih članica Unije ostvarila poboljšanje cjenovne konkurentnosti izvoza (izuzev Estonije i Litve), ali niti u jednoj od njih to nije bilo dovoljno da se ponište gubici akumulirani u razdoblju prije krize.

⁷² Brojni ekonomski stručnjaci drže da je realni tečaj novih članica Unije na početku tranzicijskog procesa bio inicijalno podcijenjen, a trend aprecijacija koja je uslijedila tek njegova prilagodba prema dugoročnoj ravnotežnoj razini (Halpern i Wyplosz, 1997; Egert, 2004a). Stručna literatura pritom kao najvažnije čimbenike trend aprecijacije realnog tečaja ističe Harrod-Balassa-Samuelsón učinak (brži rast proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih nego u sektoru nerazmjenjivih dobara, što dovodi do porasta relativnih cijena), deregulaciju i posljedično povećanje ranije administrativno ograničavanih cijena te stupanj trgovinske otvorenosti.



Napomena: Pad indeksa upućuje na realnu efektivnu aprecijaciju.

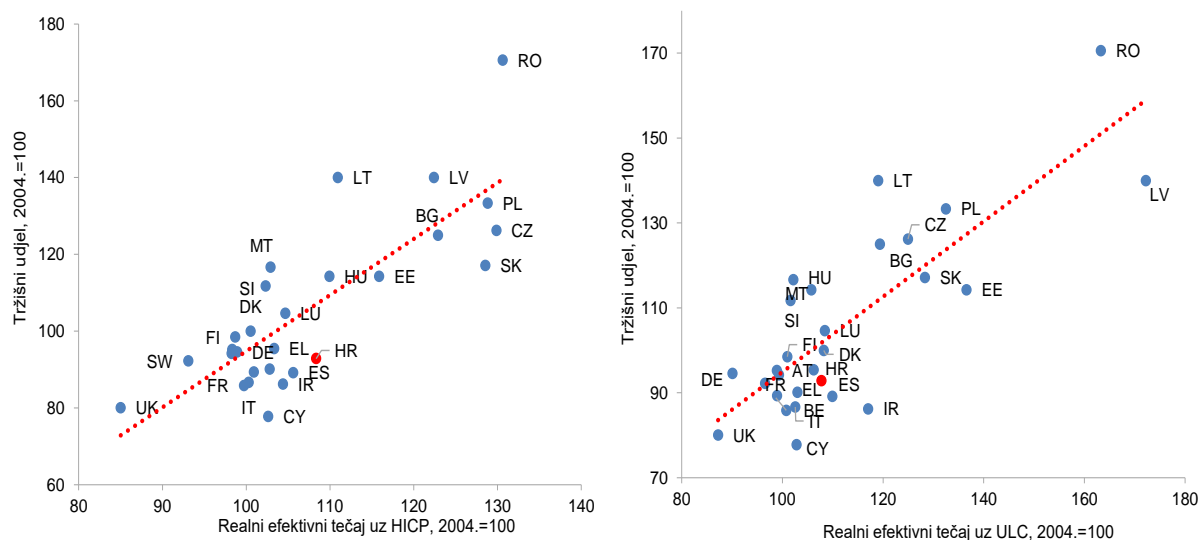
Izvori: BIS, HNB, Europska komisija

Slika 8-11: Realni efektivni tečaj odabranih (skupina) zemalja deflacioniran potrošačkim cijenama

Ukoliko se kretanja realnih efektivnih tečajeva sučele s ostvarenjima u robnoj razmjeni, u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize promjene cjenovnih i troškovnih pokazatelja teško je izravno povezati s promjenama izvoznih rezultata, odnosno tržišnih udjela na koje upućuje ekonomska teorija.⁷³ Uparivanje pokazatelja o tržišnim udjelima i realnim efektivnim tečajevima upućuje da je u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize naj snažnije rastao izvoz novih članica s najvećom aprecijacijom indeksa realnoga efektivnog tečaja (poglavito baltičkih zemalja, Poljske, Češke i Slovačke).⁷⁴

⁷³ Jačanje (aprecijacija) realnog efektivnog tečaja trebala bi s vremenskim odmakom dovesti do slabljenja robnoga izvoza, a slabljenje (deprecijacija) realnog tečaja do porasta robnoga izvoza. Pritom, veličina reakcije na promjene realnog tečaja ovisi o čitavom nizu čimbenika (između ostaloga, supstitucijskom učinku, učinku realnog dohotka, razlikama u dohodovnim elastičnostima potražnje i graničnim sklonostima potrošnji).

⁷⁴ Pritom treba istaknuti da su odabrane zemlje bile izložene različitim stupnjevima ekonomske konvergencije koja u određenoj mjeri i istovremeno može utjecati na kretanje cjenovne i/ili troškovne konkurentnosti i robnoga izvoza.



Napomene: Tržišni udjel prikazuje promjenu udjela izvoza robe i usluga pojedine zemlje u svjetskom izvozu 2008. u odnosu na referentnu 2004. godinu, a realni tečaj promjenu indeksa realnog efektivnog tečaja u istom razdoblju. Na lijevoj se slici koristi realni efektivni tečaj uz indeks potrošačkih cijena, a na desnoj slici realni efektivni tečaj uz jedinične troškove rada. Pritom pad indeksa označava realnu efektivnu deprecijaciju.

Izvor: Eurostat

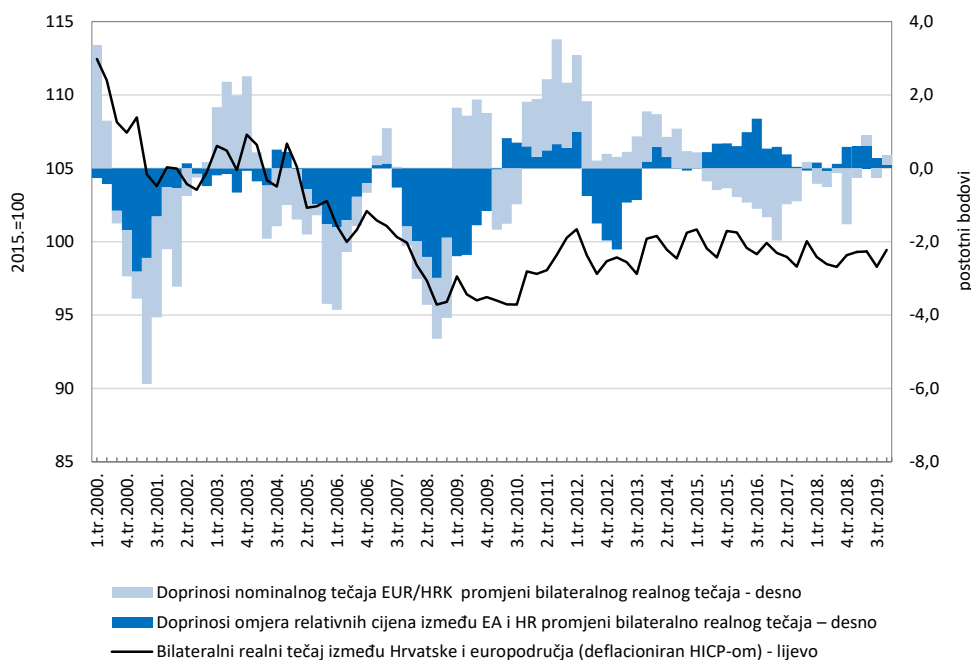
Slika 8-12: Promjene tržišnog udjela izvoza robe i usluga te realnog efektivnog tečaja

Kada je riječ o Hrvatskoj, pritisci u smjeru deprecijacije realnog efektivnog tečaja prisutni su od 2009. godine, no nisu rezultirali snažnijim rastom njena robnoga izvoza ili tržišnih udjela. Isti počinju naglašenije rasti tek od 2014. godine, pri čemu se ekonomska integriranost, odnosno punopravno članstvo Hrvatske u Europskoj uniji, potvrdilo kao katalizator pozitivnih promjena u robnome izvozu⁷⁵.

Nakon sažetog prikaza makroekonomskog okružja unutar kojeg djeluje i čija idiosinkratska obilježja sužavaju prostor za vođenje domaće monetarne politike (odnosno utječu na odabir režima i instrumente kojima se ostvaruje stabilnost nominalnog tečaja i opće razine cijena), može se pristupiti odgovoru na pitanje u kojoj mjeri nominalni tečaj kune prema euru utječe na dinamiku realnog tečaja između Hrvatske i europodručja.

⁷⁵ Na povoljna je kretanja, manjim dijelom, utjecala i primjena novih standarda i metodologija u praćenju izvoza i uvoza robe, kako unutar EU tako i članica Unije s trećim zemljama.

Analiza dinamike realnog bilateralnog tečaja odnosno doprinosa njegovih sastavnica pokazuje da su njegovoj aprecijaciji⁷⁶ u razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize u prosjeku podjednako pridonijeli aprecijacija nominalnog tečaja kune prema euru te pad relativnih cijena odnosno brži rast potrošačkih cijena u Hrvatskoj nego u europodručju (Slika 8-13).



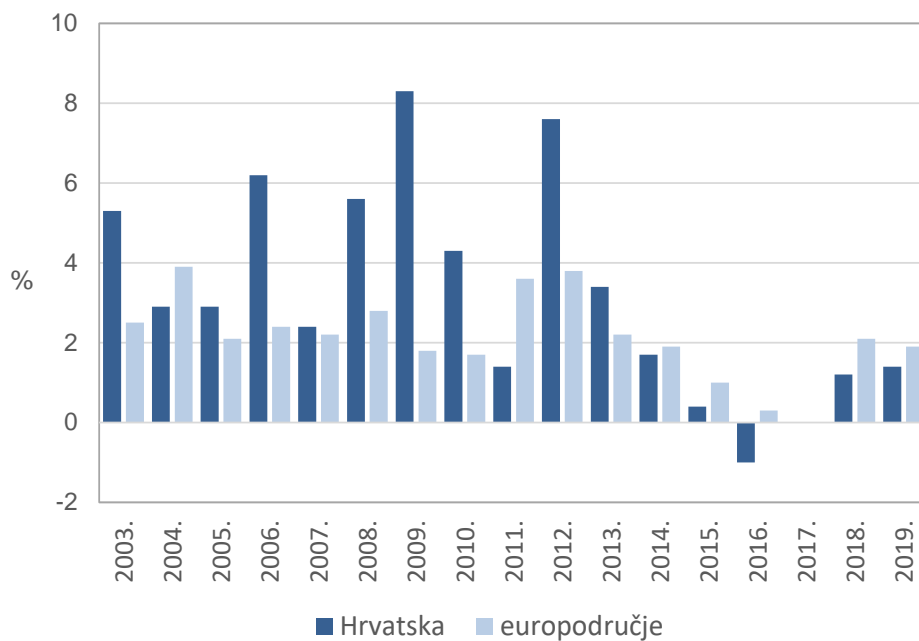
Napomene: Relativne cijene definirane su kao omjer potrošačkih cijena u europodručju i Hrvatskoj. Na slici su prikazane tromjesečne prosječne vrijednosti.

Izvori: HNB, Eurostat, izračun autora

Slika 8-13: Kretanje realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te doprinosi njegovih sastavnica godišnjoj stopi promjene

Aprecijaciji nominalnog tečaja prije izbijanja globalne financijske krize pogodovao je u velikoj mjeri snažan priljev kapitala iz inozemstva ostvaren temeljem rasta zaduživanja te prihoda od pruženih usluga u turizmu. Brži rast potrošačkih cijena u Hrvatskoj u tom se razdoblju može objasniti trend aprecijacijom realnog tečaja kojoj je poglavito pridonosio naglašeniji rast administrativno reguliranih cijena (Slika 8-14) te veći udio cijena tih proizvoda u košarici za izračun indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj nego u europodručju (Slika 8-15).

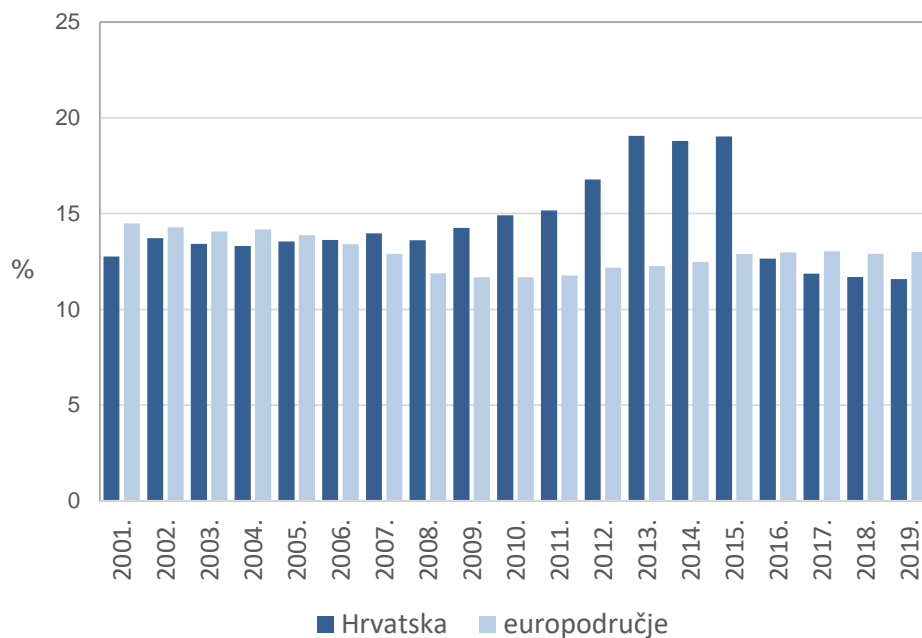
⁷⁶ Razdoblje izražene aprecijacija obilježilo je poglavito početak u doktorskom radu analiziranog vremenskog razdoblja (2000. i prvu polovinu 2001.), nakon čega je uslijedilo razdoblje stagnacije, a potom od 2005. do izbijanja krize realni tečaj ponovno naglašeno aprecira.



Napomena: Podaci su raspoloživi od 2003. godine. Podaci za 2017. nisu raspoloživi.

Izvori: HNB, Eurostat, izračun autora

Slika 8-14: Godišnje stope promjene administrativno reguliranih cijena u Hrvatskoj i europodručju



Napomena: Podaci za 2000. nisu raspoloživi.

Izvor: Eurostat

Slika 8-15: Udjeli administrativno reguliranih cijena u harmoniziranom indeksu potrošačkih cijena

Nakon izbijanja globalne financijske krize, bilateralni realni tečaj kune prema euru je počeo slabjeti (deprecirati), i to pretežno zbog nominalnog slabljenja kune prema euru u uvjetima smanjenog priljeva kapitala. To je trajalo sve do početka 2012., nakon čega se bilateralni realni tečaj stabilizirao da bi od 2015. godine počeo blago aprecirati. Promatrajući po sastavnicama, blaga aprecijacija realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od 2015. do kraja 2019. godine dominantno zrcali nominalno jačanje kune prema euru (Slika 8-13), dok su u suprotnom smjeru djelovale relativne cijene (rast potrošačkih cijena u Hrvatskoj bio je slabije izražen nego rast potrošačkih cijena u europodručju). Čimbenici koji podupiru aprecijaciju nominalnog tečaja u recentnom razdoblju odnose se na rekordne financijske rezultate u turizmu, značajno dinamiziran robni izvoz te porast neto priljeva iz EU fondova, što se ogleda u povoljnim ostvarenjima salda tekućeg i kapitalnog računa platne bilance, a jačanje domaće valute rezultat je i zamjetnog smanjenja ostalih (poglavito fiskalnih) makroekonomskih neravnoteža. Kada je riječ o kretanju potrošačkih cijena, u Hrvatskoj je inflacija zamjetno usporila nakon 2012. godine, a tome su poglavito pridonijeli pad svjetskih cijena sirove nafte, prehrambenih i drugih sirovina⁷⁷ te jačanje konkurencije nakon što su ulaskom Hrvatske u Europsku uniju ukinute preostale zaštitne carine.

Sumirajući ove nalaze, može se istaknuti kako je u čitavom analizom obuhvaćenom razdoblju kretanje realnog tečaja između Hrvatske i europodručja pod značajnim učinkom realnih šokova i/ili promjena u smjeru i strukturi kapitalnih priljeva, pri čemu se mogu ugrubo istaknuti tri karakteristična razdoblja. U prvom, razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize, aprecijacija realnog bilateralnog tečaja između Hrvatske i europodručja⁷⁸ posljedica je realnih (sekularnih) šokova potaknutih trend aprecijacijom realnog tečaja te naglašenih promjena u tokovima (priljevima) kapitala tek manjim dijelom vezanih uz proizvodno i izvozno usmjerenu investicijsku potrošnju. U drugom razdoblju, od eskalacije globalne financijske krize do kraja europske krize državnoga duga, realni bilateralni tečaj slabi poglavito pod utjecajem naglog

⁷⁷ Inflacija se zbog sličnih razloga usporila i u europodručju, ali ne u istoj mjeri kao u Hrvatskoj, pa su relativne potrošačke cijene između Hrvatske i europodručja porasle.

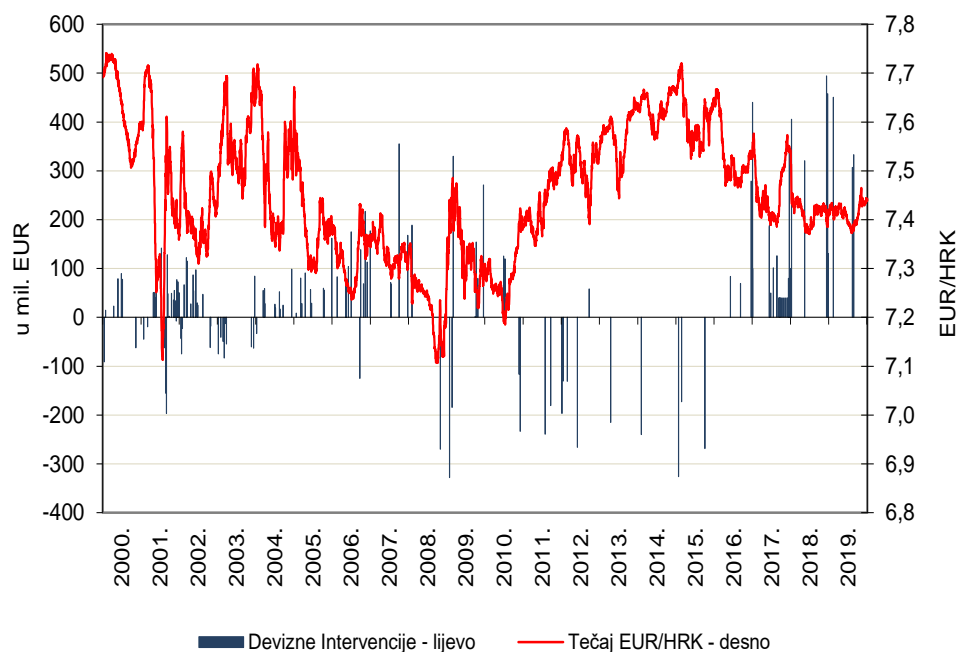
⁷⁸ Kretanje realnog tečaja između Hrvatske i europodručja velikim dijelom prati kretanje realnog efektivnog tečaja Hrvatske deflacioniranog indeksom potrošačkih cijena. Razlika u razinama između spomenutih pokazatelja prije izbijanja globalne financijske krize poglavito se odnosi na znatno višu razinu harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj nego u pojedinim glavnim vanjskotrgovinskim partnerima, posebice u Srbiji i Turskoj (u kojima je od 2000. do kraja 2008. zabilježen višestruko snažniji rast potrošačkih cijena nego u Hrvatskoj). U razdoblju nakon izbijanja krize, razlika između spomenuta dva pokazatelja postaje sve manja, a od 2015. godine zanemariva.

obrata (odljeva) kapitala i porasta premije za rizik zbog kumuliranih makroekonomskih neravnoteža i nepostojećeg fiskalnog prostora za ublažavanje negativnih posljedica šokova u domaćoj realnoj sferi. U trećem razdoblju, odnosno nakon ulaska Hrvatske u Uniju, u pozadini aprecijacijskih pritisaka na realni bilateralni tečaj pojavljuju se ponovno realni šokovi, ali sada poduprti povoljnim promjenama proizvodnosti rada, ukupnoga izvoza i tržišnih udjela, ali i jačanjem kapitalnih priljeva vezanih uz bolju apsorpcijsku moć Hrvatske u povlačenju EU fondova te rekordnih rezultata ostvarenih u turizmu.

U čitavom razdoblju obuhvaćenom analizom na realni tečaj između Hrvatske i europodručja djeluju i nominalni šokovi vezani uz ublažavanje kolebanja nominalnoga tečaja kune prema euru, pri čemu se uski raspon fluktuiranja ostvarivao poglavito posredstvom deviznih intervencija (Slika 8-16) u kojima se kao protustranka središnjoj banci dominantno pojavljuju domaće poslovne banke.⁷⁹ U razdoblju do eskalacije globalne financijske krize, HNB intervencijama na deviznom tržištu i drastičnim mjerama makroprudencijalne prirode tako suzbija dio aprecijacijskih pritisaka u čijoj je pozadini neodrživi porast domaće potrošnje financiran skupom inozemnom štednjom. U razdoblju obilježenom krizama pa sve do kraja 2015. dugoročno indeksirani ugovorni odnosi, visoka uvozna zavisnost domaćeg izvoza i potrebe za financiranjem proračunskoga manjka podržavaju potražnju za inozemnim sredstvima plaćanja i potenciraju deprecijacijske pritiske, koje je HNB u nominalnoj sferi suzbijao brzim i naglašenim otpuštanjem devizne i kunske likvidnosti. U posljednje četiri godine središnja banka ponovno deviznim intervencijama ublažava aprecijacijske pritiske, održavajući pritom višak kunske likvidnosti na rekordnim razinama⁸⁰, čime pridonosi konkurentnim uvjetima zaduživanja domaćih poslovnih subjekata. Ublažavanjem aprecijacijskih pritisaka (koji su dominirali u monetarnoj povijesti Republike Hrvatske) središnja je banka sprječavala eroziju cjenovne konkurentnosti domaćih poduzeća usmjerenih na izvozna tržišta, dok je potiskivanjem naglašenijih deprecijacijskih pritisaka umanjivala rizike materijalizacije ogromnih troškova prilagodbi bilanci.

⁷⁹ Hrvatska narodna banka, u ulozi fiskalnog agenta, ponekad kupuje i prodaje devize i od Ministarstva financija RH. Središnja banka ponekad prodaje devize i Europskoj komisiji, a vezano uz uplate Hrvatske u zajednički proračun Europske unije.

⁸⁰ Višak kunske likvidnosti u domaćim poslovnim bankama velikim je dijelom ostao sterilan, odnosno pod utjecajem potisnute osobne i investicijske potražnje koju još uvijek opterećuju posljedice kreditne ekspanzije ostvarene prije krize, odnosno razlika u dužini trajanja poslovnog i financijskog ciklusa.



Napomena: Pozitivne vrijednosti stupaca označuju devizne intervencije na kojima je HNB kupovao devize od poslovnih banaka, a negativne vrijednosti stupaca su devizne intervencije na kojima je HNB prodavao devize poslovnim bankama.

Izvor: HNB

Slika 8-16: Devizne intervencije HNB-a i kretanje nominalnog tečaja EUR/HRK

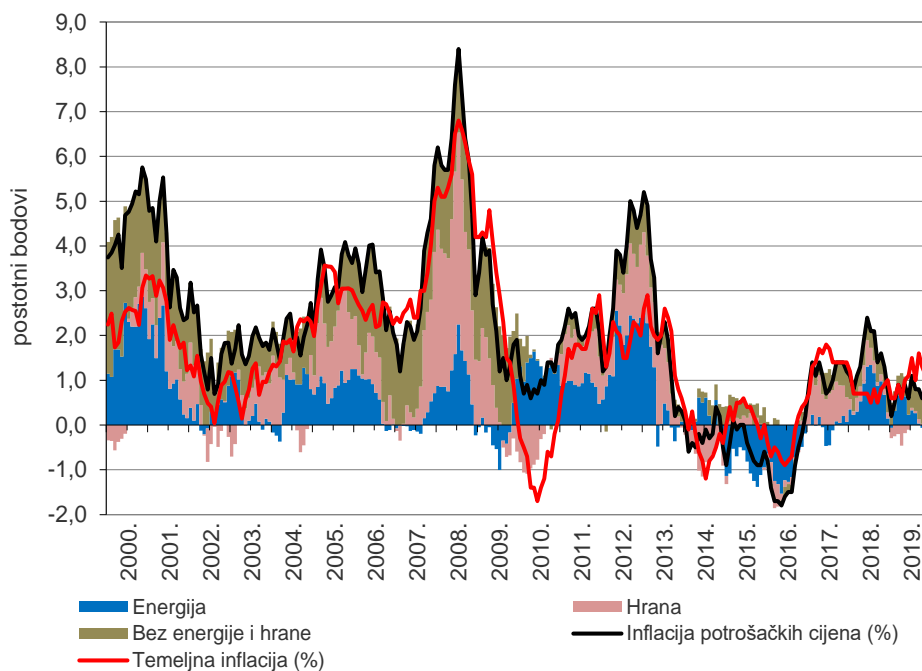
Rezultati analize pokazuju da je povremenim uključivanjem u rad deviznog tržišta i ublažavanjem kolebanja nominalnog tečaja, središnja banka utjecala na dinamiku realnog bilateralnog tečaja (Slika 8-13). Nastavno na spomenuto, a iz perspektive koncepta ravnotežnog realnog tečaja, kao relevantno se nameće pitanje: Je li usmjeravani i povijesno uski raspon kolebanja nominalnoga tečaja kune prema euru u odnosu na domaću razinu cijena rezultirao naglašenim odmacima⁸¹ (disparitetima) realnog bilateralnog tečaja od ocijenjenih ravnotežnih koncepata te je li se isti ogledao u popratnim troškovima inflacije ili deflacije?

Ukoliko se promotre kretanja cjenovnih pokazatelja (Slika 8-17), može se zaključiti da je inflacija potrošačkih cijena u Hrvatskoj tijekom dvadeset godina obuhvaćenih analizom⁸² bila razmjeno stabilna i niska, odnosno kretala se u rasponu od minimalnih –1,8% zabilježenih u

⁸¹ Pri čemu izraženiji disparitet (neravnoteža) ujedno usporava i povratak (konvergenciju) povijesnog realnog tečaja ravnotežnim konceptima.

⁸² Ali i duže, odnosno i u razdoblju nakon primjene Stabilizacijskog programa Vlade RH iz 1993. godine, čija se prva faza odnosila na provođenje antiinflacijskog programa kojim je obuzdana hiperinflacija u Hrvatskoj.

svibnju 2016. do maksimalnih 8,4% u srpnju 2008. godine. Isključujući 2008. godinu, koju je obilježio izražen porast cijena uzrokovan uvezenim inflatornim pritiscima izvan utjecaja domaćih nositelja ekonomske politike, prosječna vrijednost inflacije u razdoblju od 2000. do (uključujući) 2019. godinu iznosila je 2,1%.



Napomene: Temeljna inflacija ne uključuje cijene poljoprivrednih proizvoda ni cijene proizvoda koje se administrativno reguliraju. Struktura pondera je raspoloživa do 2004. pa je za ranije razdoblja napravljena procjena.

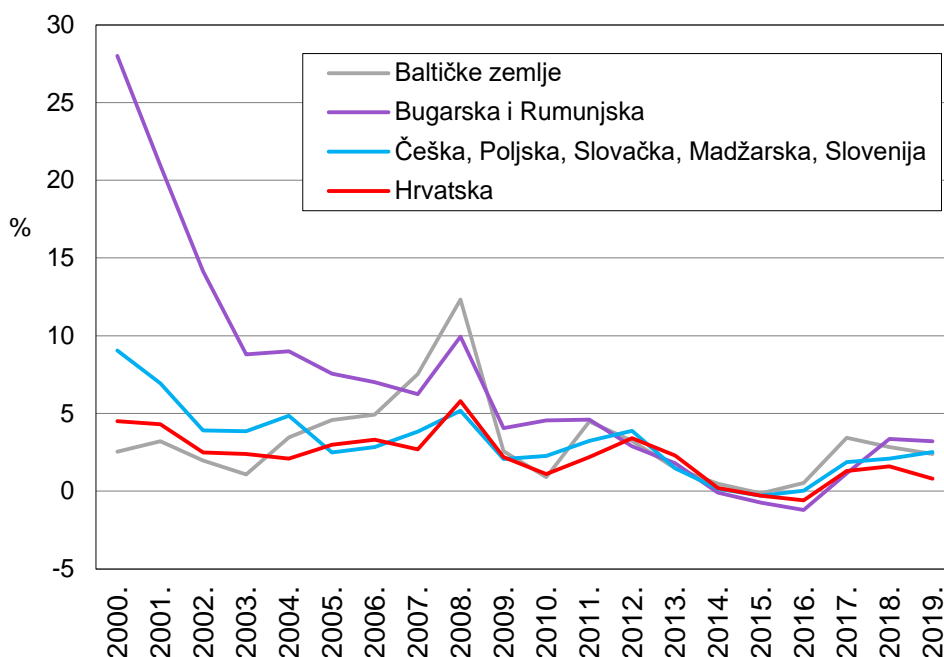
Izvor: DZS

Slika 8-17: Godišnja stopa ukupne inflacije potrošačkih cijena i temeljne inflacije u Hrvatskoj

U razdoblju prije izbijanja globalne financijske krize, dva su razmjerno kratka razdoblja bila obilježena porastom jednoznamenaste inflacije. Naglašeniji pritisci na opću razinu cijena zabilježeni su tako tijekom 2000. godine i u prvoj polovini 2001., a rezultat su jednokratnih učinaka, odnosno povećanja cijena sirove nafte na svjetskom tržištu, porasta administrativno reguliranih cijena i trošarina. Najizraženiji inflatorni pritisci obilježili su 2008. godinu zbog zamjetnog rasta cijena energije i prehrane u uvjetima snažnog rasta cijena sirovina na svjetskim tržištima. Krajem spomenute i na početku 2009., s padom cijena sirovina na svjetskom tržištu i znatnim usporavanjem domaće osobne potrošnje, zabilježeno je usporavanje inflacije potrošačkih cijena. U razdoblju nakon globalne financijske krize porast opće razine cijena u Hrvatskoj obilježio je 2012., a posljedica je administrativnih odluka. U toj je godini tako

povećana stopa PDV-a s 23% na 25%, a porasle su i administrativno regulirane cijene električne energije, prirodnog plina, vode, javnog prijevoza i zagrijavanja stana. Uz to, došlo je do osjetnog poskupljenja hrane prouzročenog sušom i rastom cijena prehrambenih sirovina na svjetskom tržištu. Uslijedilo je potom trogodišnje razdoblje tijekom kojeg su prevladali pritisci na pad potrošačkih cijena, pri čemu blago negativne stope inflacije poglavito odražavaju pad cijena hrane i energije. U razdoblju od 2017. do 2019. godine vrijednosti inflacije ponovno bilježe pozitivan predznak (u spomenute tri godine prosječan godišnji rast cijena iznosio je niskih 1,1%). Takva su kretanja ponajviše bila rezultat jačanja uvoznih inflatornih pritisaka, odnosno rasta cijena sirove nafte i drugih sirovina na svjetskom tržištu, a manjim dijelom i porasta inflacije u europodručju te dinamiziranja domaće potražnje.

Relativna usporedba pokazuje da je u Hrvatskoj (Slika 8-18), uz izuzetak Češke, u čitavom analizom obuhvaćenom razdoblju uglavnom ostvarena niža stopa inflacije potrošačkih cijena u odnosu na ostale nove članice Unije.⁸³



Izvori: Eurostat; izračun autora

Slika 8-18: Harmonizirani indeks potrošačkih cijena odabranih (skupina) zemalja

⁸³ Tijekom 2008. inflacija je najviše porasla u Baltičkim zemljama te Rumunjskoj i Bugarskoj, čemu su poglavito pridonijele cijene energije i hrane te visok udio hrane u potrošnji kućanstva.

Cjenovna kretanja kao i nalazi disertacije vezani uz dinamiku tekućih i ukupnih odstupanja te svojstvo povratka ravnoteži, ali i njihova visoka podudarnost s rezultatima u drugim relevantnim empirijskim radovima za Hrvatsku (vidjeti cjelinu 8.5), upućuju da monetarna politika u Hrvatskoj, uspješno ostvarujući svoj osnovni, zakonom propisani cilj, svojim djelovanjem u nominalnoj sferi nije pridonosila kreiranju neravnoteža povijesnog realnog bilateralnog tečaja koji bi upućivali na njegovu strukturnu neravnotežu ili se ogledali u troškovima inflacije ili deflacije. Ocijenjena tekuća i ukupna odstupanja u disertaciji, koja su općenito konzistentna s kretanjem ravnotežnih koncepata, i, važnije, svojstvo konvergiranja povijesnog realnog bilateralnog tečaja ravnotežnim konceptima upućuju da povijesna (tekuća) razina realnog tečaja između Hrvatske i europodručja nije zamjetno utjecala na (nije zamjetno niti poboljšavala niti pogoršavala) konkurentnost hrvatske košarice dobara na tržištu europodručja, niti stvarala pritiske na rast ili pad opće razine cijena u Hrvatskoj koji bi bio posljedica fundamentalnog odmaka povijesnog bilateralnog realnog tečaja od njegove promjenjive ravnoteže kroz vrijeme na koju upućuje kointegrirani vektor teorijski relevantnih faktora i fundamenata. Navedeno u konačnici upućuje da zaostajanje hrvatskog robnog izvoza u odnosu na bolje istovrsne pokazatelje novih članica Europske unije dominantno objašnjavaju strukturne manjkavosti domaćeg gospodarstva i nepovoljna necjenovna⁸⁴ konkurentnost, a tek manjim dijelom promjene u dinamici realnih tečajeva. Od fundamentalnih nedostataka u slučaju Hrvatske u tom pogledu treba izdvojiti relativno nepovoljno poslovno i ulagačko okruženje u odnosu na ostale nove članice Unije, raširenu korupciju, slab priljev inozemnih izravnih ulaganja u izvozno orijentirane sektore, skromnu i strukturom nepovoljnu uključenost u europske lance vrijednosti, relativno mala ulaganja u istraživanja i razvoj te sustav obrazovanja koji nije usklađen s potrebama gospodarstva i globalnim tehnološkim promjenama.

I na kraju pitanje usmjereno prema budućnosti: Trebaju li nositelji ekonomske politike u Hrvatskoj ciljati neku buduću razinu ravnotežnog realnog tečaja na koju (trenutno) upućuju teorijski i empirijski modeli za ocjenu ravnotežnog koncepta?

Osnovna zapreka u pogledu potrebe za potencijalno većom proaktivnosti ili uključenosti monetarne vlasti k usmjeravanju realnog tečaja k ravnotežnom konceptu proizlazi iz činjenice da su njegove ocjene podložne idiosinkratskim i brojnim empirijskim ograničenjima, koja,

⁸⁴ Necjenovna konkurentnost odnosi se na kvalitetu i EU/globalnu prepoznatljivost hrvatskih izvoznih dobara (poglavito roba) u usporedbi s istim dobrima konkurenata (D'Adamo, 2017).

između ostaloga, uključuju: razmjerno kratke vremenske nizove podložne strukturnim i metodološkim lomovima; uključivanje kvalitativnih (binarnih) varijabli u modele bez kojih je gotovo nemoguće postići primjerenu specificiranost grešaka relacije, ali zbog čega su kritične vrijednosti testova za ocjenu kointegracije samo aproksimativne; prevelik težinski faktor (prvih i) posljednjih opažanja u uzorku kod Hodrick-Prescott filtriranja; razlike u trgovinskim ponderima između domaće zemlje i trgovinskih partnera (u slučaju ocjene ravnotežnog realnog efektivnog tečaja) i razlike u obujmu administrativno reguliranih cijena u ukupnom indeksu cijena koje utječu na veličinu odstupanja realnog tečaja od ravnotežnog koncepta i brzinu povratka ravnoteži; pristranosti u izboru referentnih (priželjkivanih) vrijednosti pojedinih fundamenata, utemeljenosti i suvislosti normi ili opravdanosti i učinke promjena/prilagodbi ekonomskih politika u slučaju ocjene normativnih koncepata. Ono što može biti ocijenjeno danas kao ravnotežni koncept (i što potencijalno može poslužiti kao podloga za donošenje odluka monetarnih vlasti u realnom vremenu) u narednom srednjoročnom razdoblju može izgledati zamjetno drugačije, pri čemu se za dvije ili tri godine (bilo zbog razmjerno dugog odmaka u djelovanju promjena tečaja monetarnih vlasti na trgovinske tokove, bilo zbog strukturnih promjena koje su se dogodile u međuvremenu) osjećaju učinci koji ne vode k očekivanim odnosno ranije priželjkivanim rezultatima. Problem dodatno usložnjavaju pitanja u kojoj je mjeri, uvažavajući idiosinkratska ograničenja, realna deprecijacija bila (ili je) izvediva kroz nominalnu deprecijaciju⁸⁵, u kojoj je mjeri moguće i ekonomski opravdano mijenjati domaći i inozemni diferencijal opće razine cijena (i plaća⁸⁶), odnosno u kojoj mjeri, u uvjetima razmjerno slobodnog kretanja kapitala, porast (ili smanjenje) domaće štednje može automatski poboljšati (ili pogoršati) trgovinsku bilancu. Otvoreno je naravno i pitanje što za Hrvatsku i

⁸⁵ Kratkoročni dispariteti realnog tečaja u odnosu na ravnotežni koncept dijelom ovise i o ljepljivosti cijena (i nadnica) izraženih u domaćoj valuti. Što je stupanj ljepljivosti domaćih cijena izraženiji, to disparitet može biti potencijalno naglašeniji, a povratak realnog tečaja ravnotežnom konceptu sporiji. Pufnik i Kunovac (2012) pokazali su da je ljepljivost cijena u Hrvatskoj manje izražena nego u europodručju odnosno da u slučaju nastanka značajnih šokova promjene uvjeta na tržištu u Hrvatskoj postoji relativno veći udio poduzeća koji preispituju cijene u ovisnosti o nastaloj situaciji nego u europodručju.

⁸⁶ Ekonomski malo gospodarstvo, poput hrvatskog, ne može utjecati na promjene inozemnih cijena i plaća u spomenutom diferencijalu. Prilagodba cijena i pogotovo plaća u domaćoj sferi, a koja utječe na kretanje realnog tečaja te, posljedično cjenovnu i troškovnu konkurentnost, poznata je u stručnoj literaturi kao interna devalvacija. Na nju će se Hrvatska moći osloniti, ako ocijeni da je to u njenome općem ekonomskom interesu, i nakon što jednoga dana uvede euro. Drugim riječima, sudjelovanje Hrvatske u monetarnoj suverenosti europodručja ne znači nužno i gubitak mogućnosti utjecaja na dinamiku njenog realnog tečaja.

njen trenutni stupanj realne konvergencije uistinu jest održiva razina vanjskotrgovinskog salda, odnosno salda na tekućem i kapitalnom računu platne bilance u srednjem roku.

Poteškoće i ograničenja u objektivnom ocjenjivanju koncepata ravnotežnog tečaja te činjenica da različiti pristupi nerijetko rezultiraju različitim rezultatima koji su povrh toga nestabilni odnosno promjenjivi kroz vrijeme upućuju da nositelji ekonomske politike trebaju izbjegavati pokušaje ciljanja ravnotežne ili priželjkivane razine realnog tečaja u budućnosti, ali pritom trebaju biti maksimalno informirani. Monetarna se vlast u svome radu stoga treba oslanjati na ocjene koncepata ravnotežnog tečaja, pri čemu poglavito treba uvažavati smjer (a manje magnitude) ocijenjenih dispariteta. Svaki empirijski nalaz u tom pogledu ne smije se tumačiti mehanički već oprezno te istovremeno uzimajući u obzir ključne karakteristike domaćeg gospodarstva i sekularne trendove, rezultate drugačijih metodoloških pristupa i drugih relevantnih makroekonomskih pokazatelja, kao i ograničenja koja ista nameću u provođenju i eventualnim prilagodbama ekonomske politike.

9. ZAKLJUČAK

Zbog nastojanja da se snažnije integrira, dodatno potakne gospodarski rast i unaprijedi životni standard svojih građana, Hrvatska je sredinom 2020. godine pristupila Tečajnom mehanizmu 2, čime će u bliskoj budućnosti nacionalnu valutu zamijeniti eurom. Kako prekomjerna kolebanja nominalnog tečaja između eura i ostalih valuta EU-a ili neravnotežni realni tečaj mogu potencijalno remetiti trgovinske tokove između zemalja članica, što ugrožava učinkovito funkcioniranje jedinstvenog tržišta, Europska središnja banka (2003) ističe da prilikom pristupanja Mehanizmu "(...) središnji (nominalni) paritet mora odražavati najbolju moguću ocjenu ravnotežnog (realnog) tečaja, koja se temelji na širokom spektru ekonomskih pokazatelja uzimajući pritom u obzir trenutnu (tržišnu) vrijednost tečaja kune prema euru". Središnji nominalni paritet između kune i eura u trenutku pristupanja Hrvatske Mehanizmu utvrđen je na temelju tada prevladavajuće tržišne vrijednosti tečaja, što je najbliže pojmu ravnotežnog nominalnog tečaja. Osnovni predmet istraživanja ove disertacije stoga predstavlja znanstveno utemeljena i argumentirana ocjena koncepta ravnotežnog realnog tečaja za Hrvatsku te doprinos odgovoru na ključno pitanje je li i u kojoj mjeri povijesni realni tečaj bio razmjerno blizak ravnotežnim konceptima ili je od njih zamjetno odstupao.

Realni tečaj neopaziva je varijabla koja odražava promjene relativnih cijena domaće i inozemne košarice dobara te promjene nominalnog tečaja. Ekonomska važnost ove varijable proizlazi iz njena potencijalna utjecaja na cjenovnu i troškovnu konkurentnost, ukupnu potražnju, ali i opću razinu cijena. Neravnotežni, naglašeno i ustrajno podcijenjeni ili precijenjeni realni tečaj otežava stabilizaciju vanjskih i unutrašnjih neravnoteža zemlje, umanjuje napredak u pogledu realne konvergencije te nerijetko rezultira enormnim ekonomskim troškovima.

Kako u stručnoj literaturi ne postoji jedinstvena definicija ravnotežnog tečaja, niti oblik tečaja na koji se ravnotežni koncept odnosi, u doktorskome radu sažeto su predstavljeni brojni teorijski i institucionalno razvijeni ravnotežni koncepti te relevantni metodološki pristupi kojima se spomenuti koncepti empirijski ocjenjuju, što olakšava razumijevanje područja i predmeta u doktorskome radu provedenog istraživanja. Pritom su kao ključne istaknute činjenice da ravnotežni tečaj nije konstantan već se mijenja kroz vrijeme, te da se različiti pristupi koriste za ocjenu ravnotežnih koncepata u kratkom, srednjem i dugome roku. Neki pristupi pritom izvode ravnotežni koncept oslanjajući se isključivo na ekonomske faktore i fundamente, dok

drugi uključuju i priželjkivane, referentne ili održive razine različitih makroekonomskih varijabli koje bi bilo dobro ostvariti prilagodbom postojećih ili primjenom novih ekonomskih politika.

Disertacija podastire i sažet pregled nalaza dosadašnjih znanstvenih i stručnih radova koji se bave ocjenom nekog oblika ravnotežnog koncepta tečaja za Hrvatsku, pri čemu su isti grupirani sukladno korištenim pristupima (ocjene temeljene na paritetu kupovne moći, konceptu fundamentalnog ravnotežnog tečaja, konceptima bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog tečaja te, naposljetku, kompleksnim metodologijama koje je razvio Međunarodni monetarni fond). Usprkos velikoj dodanoj vrijednosti, osnovni nedostatak većine spomenutih empirijskih radova odnosi se na činjenicu da isti u analizi ne obuhvaćaju recentno razdoblje (posljednjih nekoliko godina), koje je od ključnog značaja za nositelje ekonomske politike.

U disertaciji su stoga ekonometrijski ocijenjeni koncepti bihevioralnog (tekućeg) i permanentnog (srednjoročnog) ravnotežnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja. Naglasak na ravnotežni tečaj između domaće nacionalne valute i supranacionalne valute ekonomsko-monetarne integracije kojoj Hrvatska želi u bliskoj budućnosti pristupiti, odraz je činjenice da je 19 članica europodručja dominantan vanjskotrgovinski partner Hrvatske, ali i da je nominalni tečaj između kune i eura relevantan tečaj za vođenje monetarne politike u zemlji. Odabir bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta poglavito odražava činjenicu da je nositeljima ekonomske politike od ključne važnosti tekući ravnotežni tečaj (ocjena stanja) i ravnotežni tečaj u srednjem roku, jer na isti mogu potencijalno utjecati svojim politikama. Dodatan razlog za empirijsku ocjenu ova dva ne-normativna koncepta odnosi se na činjenicu da se normativni koncepti oslanjaju velikim dijelom na stručne prosudbe i referentne vrijednosti, zbog čega je empirijske nalaze ponekad teško dosljedno argumentirati i braniti.

Ekonometrijska ocjena koncepta bihevioralnog ravnotežnog tečaja u disertaciji se oslanja na testiranje postojanja dugoročne veze (kointegracijske relacije) između realnog bilateralnog tečaja te teorijski relevantnih faktora i fundamenata (relativnih uvjeta razmjene, relativnog odnosa cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, neto inozemne aktive, realnog kamatnog diferencijala te drugih pokazatelja premija za rizik poglavito vezanih uz fiskalnu poziciju Hrvatske) u razdoblju od 2000. do 2019. godine. Uz pomoć ocijenjenih parametara (dugoročnih koeficijenata) za svaki kointegrirani faktor i fundament uključen u vektorski model korekcije

pogreške izvedena je jednadžba bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja ($BEER_{HREA}$) i potvrđena prva hipoteza doktorskoga rada.

Kako trenutne vrijednosti determinanti u pristupu bihevioralnog ravnotežnog tečaja mogu i najčešće odstupaju u kratkome roku od njihovih ravnotežnih srednjoročnih razina, u disertaciji je Hodrick-Prescott dekompozicijom uklonjena njihova ciklička komponenta. Primjenom dugoročnih koeficijenata kointegracijske relacije iz ocijenjenog vektorskog modela korekcije pogreške za izvođenje BEER-a na dugoročno ravnotežne reprezentante pojedinačnih faktora i fundamenata izveden je permanentni ravnotežni tečaj između Hrvatske i europodručja ($PEER_{HREA}$), odnosno potvrđena druga hipoteza disertacije.

Nakon što su ocijenjeni ravnotežni koncepti, u doktorskome su radu izvedena tekuća i ukupna odstupanja (dispariteti) povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja po tromjesečjima. Pritom su tekuća odstupanja izvedena kao razlika između bilateralnog realnog tečaja i ocijenjenog BEER-a, a ukupna odstupanja kao razlika između bilateralnog realnog tečaja i ocijenjenog PEER-a. Izvedene vrijednosti poslužile su kao osnova za usporedbu predznaka i veličina (magnituda) dispariteta, kao i ocjenu njihove sklonosti povratka (konvergiranja) ocijenjenim ravnotežnim konceptima.

Analiza tromjesečnih tekućih i ukupnih odstupanja pokazuje da je u uzorku od ukupno 80 tromjesečnih opažanja, povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja bio gotovo jednakim dijelom podcijenjen i precijenjen u odnosu na ocijenjene ravnotežne koncepte. Pritom usporedba raspona kolebanja (maksimalne i minimalne globalne vrijednosti empirijskom analizom obuhvaćenog razdoblja izražene u postotku) upućuje na nešto širi raspon kolebanja u slučaju tekućih odstupanja (-4,50%, +2,26%) naspram ukupnih odstupanja (-1,77%, +2,00%), pri čemu su prosječne vrijednosti pozitivnih i negativnih tekućih odstupanja (-1,11%, +1,04%) također naglašenije od pozitivnih i negativnih vrijednosti ukupnih odstupanja (-0,83%, +0,74%). Ovakav nalaz, kojim je potvrđena treća istraživačka hipoteza disertacije, u skladu je s očekivanjima ekonomske teorije, odnosno zrcali činjenicu da tekuća odstupanja, za razliku od ukupnih odstupanja, uključuju cikličku komponentu te privremene i prolazne šumove.

Svojstvo povratka (konvergiranja) povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja BEER ravnotežnom konceptu, koje testira pomoćna hipoteza H4.1, u disertaciji je potvrđeno

empirijski ocijenjenim negativnim koeficijentom (brzine) prilagodbe za povijesni bilateralni realni tečaj iz člana korekcije pogreške vektorskog modela, pri čemu njegova apsolutna veličina pokazuje da se unutar jednog tromjesečja ispravlja 10,03% tekućeg odstupanja (za povratak povijesnog bilateralnog realnog tečaja BEER ravnotežnom konceptu potrebno je u prosjeku 10 tromjesečja). Provedena analiza također potvrđuje da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja obilježava svojstvo povratka dugoročnoj, PEER ravnoteži, pri čemu karakteristična razdoblja, odnosno obuhvat i broj tromjesečnih frekvencija u njima, upućuju da povijesnom bilateralnom realnom tečaju za promjenu predznaka ukupnih odstupanja u prosjeku treba oko 11,4 tromjesečja ili nešto manje od tri kalendarske godine. Potonje je razdoblje nešto duže jer je riječ o povratku dugoročnoj, a ne tekućoj ravnoteži. Nalazom u disertaciji da povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja koleba na način da se razmjerno učestalo izmjenjuju razdoblja njegove precijenjenosti i podcijenjenosti oko ocijenjenih ravnotežnih koncepata potvrđena je pomoćna hipoteza H4.1.

Uvažavajući činjenicu da ne postoji jedinstveni i/ili općeprihvaćeni izričaj odnosno klasifikacija kvalifikacija odstupanja, u ovome se području doktorski rad oslanja na pristup koji koristi Međunarodni monetarni fond. Spomenuta međunarodna financijska institucija (IMF, 2016a) kvalificira odstupanja povijesnog realnog tečaja od ocijenjenih ravnotežnih koncepata koja se kreću unutar raspona od $\pm 5\%$ kao općenito konzistentna s realnim tečajem koji je u skladu s ekonomskim fundamentima i poželjnim ekonomskim politikama, dok kvalifikaciju blago slabiji realni tečaj Fond koristi kada se odstupanja kreću u rasponu od $+5\%$ do $+10\%$. Horvath i Komarek (2006) također ističu da se tekuća i ukupna odstupanja mogu smatrati razmjerno blagim ako njihove magnitude, izraženo u postotku, ne prelaze u apsolutnom izrazu razinu od 10% . Kako izvedena i tekuća i ukupna odstupanja svojim apsolutnim vrijednostima ne prelaze niti u jednom tromjesečju granicu od 5% (najveća apsolutna vrijednost tekućih odstupanja iznosi $4,50\%$, a ukupnih odstupanja $2,00\%$), može se istaknuti da je kretanje povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bilo općenito konzistentno s kretanjem ocijenjenog bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta, čime je potvrđena pomoćna hipoteza H4.2 disertacije.

Istovremeno prihvaćanje dvije pomoćne hipoteze, uz oslanjanje na indukciju i znanstvenu metodu analize i sinteze, omogućuje potvrdu posljednje, ključne četvrte hipoteze doktorskoga rada koja ističe da je povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja svojim kretanjem

bio blizak ocijenjenim BEER i PEER ravnotežnim konceptima (Tablica 9-1 daje sažet pregled svih istaknutih istraživačkih hipoteza u doktorskom radu te pripadajuće rezultate testiranja).

Tablica 9-1: Istaknute istraživačke hipoteze te pripadajući rezultati testiranja

Istraživačka hipoteza	Rezultati testiranja
H1: Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata koja je kointegrirana i čija kratkoročna odstupanja konvergiraju dugoročnoj ravnoteži, a iz koje se može izvesti bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja.	Potvrđena
H2: Postoji kombinacija (ili kombinacije) teorijski relevantnih faktora i ekonomskih fundamenata iz kojih je uklonjena ciklička komponenta te privremeni i prolazni šumovi i koja je kointegrirana, a iz koje se može izvesti permanentni ravnotežni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja.	Potvrđena
H3: U protekle dvije dekade tekuća odstupanja naglašenija su od ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od relevantnih ravnotežnih BEER i PEER koncepata.	Potvrđena
H4: U protekle dvije dekade, povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja blizak je ravnotežnom realnom tečaju predstavljenim BEER i PEER konceptima.	Potvrđena
H4.1: U protekle dvije dekade izmjenjuju se razdoblja precijenjenosti i podcijenjenosti, što upućuje na povratak (konvergiranje) povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja ravnotežnim BEER i PEER konceptima.	Potvrđena
H4.2: U protekle dvije dekade tekuća i ukupna odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja bila su bliska (općenito konzistentna) ili su tek blago odstupala od BEER i PEER ravnotežnih koncepata.	Potvrđena

Nalazi u disertaciji uspoređeni su s rezultatima ranijih metodološki srodnih istraživačkih radova i analiza u čijem je fokusu Hrvatska, pri čemu treba voditi računa da se usporedba odnosi na samo dio razdoblja analiziranog u disertaciji. Teorijski i ekonometrijski pristup, kao i odabir faktora i fundamenata primijenjen u radu Palić, Dumičić i Šprajac (2014) najbliži je onome koji se koristi u doktorskom radu.

Svi predznaci determinanti u radu autorica isti su predznacima zajedničkih dugoročnih koeficijenata ocijenjenih u disertaciji, a vrlo su slične i veličine ocijenjenih zajedničkih dugoročnih koeficijenata. Neznatna je razlika i u ocijenjenoj veličini koeficijenta brzine prilagodbe parametra za realan tečaj između Hrvatske i europodručja (razdoblje za povratak povijesnog realnog tečaja BEER ravnotežnom konceptu u disertaciji iznosi 10 tromjesečja, a u radu autorica neznatno nižih, 9,1 tromjesečje). Iznimno velika je i podudarnost nalaza u disertaciji i spomenutih autorica u ocjeni razdoblja kada dominiraju pozitivna i negativna

ukupna odstupanja te veličine ocijenjenih ukupnih odstupanja (za ukupno podudarno razdoblje u oba rada, od 1. tr. 2000. do 1. tr. 2014. godine, raspon kolebanja ukupnih odstupanja u radu Palić, Dumičić i Šprajčak kreće se od minimalnih $-2,10\%$ do maksimalnih $1,44\%$). U podudarnom razdoblju (od 1. tr. 2000. do 3. tr. 2013. godine) i u radu Svilokos i Tolić (2014) razdoblja podcijenjenosti i precijenjenosti povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku od fundamentalnog ravnotežnog koncepta (FEER) velikim se dijelom preklapaju s odstupanjima povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta u doktorskom radu. Ono što je također podudarno s nalazima u disertaciji je vrlo uski raspon odstupanja povijesnog realnog efektivnog tečaja za Hrvatsku u odnosu na FEER koncept koji se u gotovo četrnaest godina kreće u rasponu od minimalnih $-1,13\%$ do maksimalnih $0,86\%$. Grafički prikaz tri ocijenjena BEER ravnotežna koncepta i povijesnog tečaja u radu Bellulo i Broz (2007) pokazuje da je u podudarnom razdoblju (od 1. tr. 2000. do 3. tr. 2006. godine) povijesni efektivni realni tečaj Hrvatske bio također blizak te razmjerno često konvergirao prema ravnotežnim konceptima, što je na tragu potvrđenih hipoteza u doktorskom radu. Ocijenjena ukupna odstupanja u analizi koju je proveo Deskar Škrbić (2017) kreću se za usporedno razdoblje od 2003. do 2016. u rasponu od približno $\pm 3\%$, a od članstva Hrvatske u Europskoj uniji do kraja 2016. unutar zamjetno užeg raspona (oko $\pm 1\%$). Razdoblja podcijenjenosti i precijenjenosti, kao i sklonost povratka (konvergiranja) povijesnog realnog tečaja ravnotežnom dugoročnom konceptu u spomenutoj su analizi također na tragu rezultata u doktorskom radu. Iako zbog razlika u metodološkom pristupu rezultati empirijskih ocjena drugih istraživačkih radova (poglavito Comunale 2015a i 2015b) nisu izravno usporedivi s ocjenama izvedenim u disertaciji, treba istaknuti da su u njima izvedeni dispariteti uglavnom općenito konzistentni ili tek blago odstupaju od ocijenjenih (ne-normativnih i normativnih) ravnotežnih koncepata. U posljednjih nekoliko godina u svojim izvješćima za Hrvatsku sličan, zbirni zaključak temeljen na ocjeni EBA-lite ravnotežnih koncepata u pravilu ističe i Međunarodni monetarni fond. Usporedba rezultata iznesenih u disertaciji te rezultata ranijih relevantnih empirijskih radova, analiza i ocjena Međunarodnog monetarnog fonda stoga upućuje da su nalazi doktorskoga rada utemeljeni i robusni.

U disertaciji je također istaknuto da je zbog nepovoljnih idiosinkratskih obilježja Hrvatske i njime uvjetovanim tečajnim režimom, povremenim uključivanjem u rad deviznog tržišta i ublažavanjem kolebanja nominalnog tečaja kune prema euru i središnja banka dijelom utjecala na dinamiku realnog bilateralnog tečaja, a da pritom nisu zabilježeni dispariteti koji bi upućivali na njegovu strukturnu neravnotežu ili se ogledali u troškovima inflacije ili deflacije. Ocijenjena

tekuća i ukupna odstupanja u doktorskom radu, koja su općenito konzistentna s kretanjem ravnotežnih konceptata, i, važnije, svojstvo konvergiranja povijesnog realnog bilateralnog tečaja ravnotežnim konceptima pokazuju da povijesna (tekuća) razina realnog tečaja između Hrvatske i europodručja nije zamjetno utjecala na (nije zamjetno niti poboljšavala niti pogoršavala) konkurentnost hrvatske košarice dobara na tržištu europodručja, niti stvarala pritiske na rast ili pad opće razine cijena u Hrvatskoj koji bi bio posljedica fundamentalnog odmaka povijesnog bilateralnog realnog tečaja od njegove promjenjive ravnoteže kroz vrijeme određene kretanjem kointegriranog vektora teorijski relevantnih faktora i fundamentata. Navedeno upućuje da zaostajanje hrvatskog robnog izvoza u odnosu na bolje istovrsne pokazatelje novih članica Europske unije dominantno objašnjavaju strukturne manjkavosti domaćeg gospodarstva i nepovoljna necjenovna konkurentnost, a tek manjim dijelom promjene u dinamici realnih tečajeva.

Brojne poteškoće i ograničenja u ocjenjivanju konceptata ravnotežnog tečaja te činjenica da različiti pristupi nerijetko rezultiraju različitim rezultatima koji su povrh toga nestabilni odnosno promjenjivi kroz vrijeme upućuju da nositelji ekonomske politike trebaju izbjegavati pokušaje ciljanja ravnotežne ili priželjkivane razine realnog tečaja u budućnosti, ali pritom trebaju biti maksimalno informirani. Monetarna se vlast u svome radu stoga treba oslanjati na ocjene konceptata ravnotežnog tečaja, pri čemu poglavito treba uvažavati smjer, a manje magnitude ocijenjenih dispariteta. Svaki empirijski nalaz u tom pogledu ne smije se tumačiti mehanički već oprezno te istovremeno uzimajući u obzir ključne karakteristike domaćeg gospodarstva i sekularne trendove, rezultate drugačijih metodoloških pristupa i drugih relevantnih makroekonomskih pokazatelja.

POPIS LITERATURE

1. Agguire, A. i Calderon, C. (2005) *Real exchange rate misalignments and economic performance*. Central Bank of Chile, Working Paper, 315.
2. Alberola, E., Cervero, S. G., Lopez, H. i Ubide, A. (1999) *Global equilibrium exchange rates: Euro, dolar, "ins" and "outs" in a panel cointegration framework*. International Monetary Fund, Working Paper, 99/175.
3. Aliyu, S. (2011) *Real exchange rate misalignment: An application of Behavioural Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Nigeria*. Central Bank of Nigeria, Occasional Paper, 41.
4. Anušić, Z. (1994) Ekonometrijska ocjena osnovnog ravnotežnog tečaja hrvatske kune. *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 4 (33), str. 20 – 38.
5. Baffes, J., Elbadawi, I. A. i O'Connell, S. A. (1997) *Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate*. The World Bank, Policy Research Working Paper Series, 1800.
6. Bahmani-Oskooee, M. i Hagerty, W. (2009) PPP in less-developed and transition economies: A review paper. *Journal of Economic Surveys*, 23 (4), str. 617 – 658.
7. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2009) *Uvod u ekonometrijsku analizu*. Zagreb: Element.
8. Balassa, B. (1964) The purchasing parity power doctrine: A reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 72, str. 584 – 596.
9. Barrell, R. i Wren, L. S. (1989) *Fundamental equilibrium exchange rates for the G7*. Centre for Economic Policy Research, C.E.P.R. Discussion Paper, 323.
10. Barro, R. J. (1978) A stochastic equilibrium model of an open economy under flexible exchange rates. *Quarterly Journal of Economics*, 92, str. 149 – 164.
11. Bayoumi, T. et al. (1994) The robustness of equilibrium exchange rate calculations to alternative assumptions and methodologies. U: Williamson, J. (ed.), *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington, DC: Peterson Institute for International Economics, str. 19 – 59.
12. Beveridge, S. i Nelson, C. R. (1981) A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, str. 151 – 174.
13. Belullo, A. i Broz, T. (2009) Do fundamentals explain the behaviour of the real effective exchange rate in Croatia? U: Rajković, V., Ferjan, M., Kern, T. i Paape, B. (eds),

Conference Proceedings of the 28th International Conference on Organisational Science Development: New technologies, new challenges. Maribor: Fakultet za organizacijske vede, str. 109 – 130.

14. Beza-Bojanowska, J. i MacDonald, R. (2009) *The Behavioural Zloty/Euro Equilibrium Exchange Rate*. National Bank of Poland, Working Paper, 55.
15. Blanchard, O. (2003) *Makroekonomija*. 3. izd. Zagreb: MATE d.o.o.
16. Blanchard, O. i Milesi-Ferretti, G. (2009) *Global Imbalances: In Midstream?* International Monetary Fund, IMF Staff Position Note, SPN/09/29.
17. Blanchard, O. i Milesi-Ferretti, G. (2011) *Should Current Account Balances Be Reduced?* International Monetary Fund, IMF Staff Discussion Note, SDN/11/03.
18. Broz, T. i Ridzak, T. (2007) Exchange rate misalignment - a case of Croatia. U: Kersan-Škabić, I. i Krtalić, S. (ur.), *Global challenges for competitiveness: Business and government perspective*. Pula: Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam "Dr. Mijo Mirković", str. 312 – 321.
19. Cassel, K. G. (1916) The present situation of the foreign exchanges. *Economic Journal*, 26 (101), str. 62 – 65.
20. Cassel, K. G. (1918) Abnormal deviations in International Exchanges. *Economic Journal*, 28 (112), str. 413 – 415.
21. Chinn, M. D. i Prasad, E. S. (2003) Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: An empirical exploration. *Journal of International Economics*, 59, str. 47 – 76.
22. Chinn, M. D. i Meese, R. A. (1995) Banking on currency forecasts: How predictable is change in money? *Journal of International Economics*, 38, str. 161 – 178.
23. Chow, G. C. i Lin, A. (1971) Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, 53 (4), str. 372 – 375.
24. Chudik, A. i Mongardini, J. (2007) *In search of equilibrium: Estimating equilibrium real exchange rates in Sub-Saharan African countries*. International Monetary Fund, Working Paper, 07/90.
25. Church, K. B. (1992) Properties of fundamental equilibrium exchange rate in models of the UK economy. *National Institute Economic Review*, 141, str. 62 – 70.
26. Clarida, R. i Gali, J. (1995) Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks. *Canargie-Rochester Series on Public Policy*, 41, str. 1 – 56.

27. Clark, P. B. i MacDonald, R. (1998) *Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of BEERs and FEERs*. International Monetary Fund, Working Paper, 98/67.
28. Clark, P. B. et al. (1994) *Exchange rates and economic fundamentals: A framework for analysis*. International Monetary Fund, Occasional Paper, 115.
29. Clark, P. i MacDonald, R. (2004) Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition. *Global Finance Journal*, 15 (1), str. 29 – 56.
30. Comunale, M. (2015a) *Current account and REER misalignments in Central Eastern EU countries: An update using the macroeconomic balance approach*. The Bank of Finland Institute for Economics in Transition (BOFIT), Discussion Paper, 28.
31. Comunale, M. (2015b) *Long-run determinants and misalignments of the real effective exchange rate in the EU*. Lietuvos Bankas, Working Paper, 18/2015.
32. Cubeddu, L. et al. (2019) *The External Balance Assessment Methodology: 2018 Update*. International Monetary Fund, Working Paper, 19/65.
33. Crespo Cuaresma, J., Fidrmuc, J. i Silgoner, M. (2008) Fundamentals, the Exchange Rate and Prospects for the Current and Future EU Enlargements: Evidence from Bulgaria, Croatia, Romania and Turkey. *Empirica*, 35 (2), str. 195 – 211.
34. Dagum, E. B. (1988) *X-11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method - Foundations and Users' Manual*. Ottawa: Statistics Canada.
35. Denton, F. T. (1971) Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66, str. 99 – 102.
36. Deskar Škrbić, M. (2017) *Je li kuna stvarno precijenjena?* Arhivanalitika, blog, 12. 10. 2017. [online] Dostupno na: <https://arhivanalitika.hr/blog/je-li-kuna-stvarno-precijenjena/> [1.9.2020.]
37. Detken, C. et al. (2002) Determinants of the effective real exchange rate of the synthetic euro: Alternative methodological approaches. *Australian Economic Papers*, 41 (4), str. 404 – 436.
38. Devereux, M. B. (1997) Real Exchange Rates and Macroeconomics: Evidence and Theory. *Canadian Journal of Economics*, 30, str. 773 – 808.
39. Dickey, D. A. i Fuller, W. A. (1979) Distribution of the Estimators for Auto-regressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 79, str. 427 – 431.

40. Dickey, D. A. i Fuller, W. A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49 (4), str. 1057 – 1072.
41. Dornbusch, R. (1976) Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economics*, 84 (6), str. 1161 – 1176.
42. Dornbusch, R. i Vogelsang, T. (1991) Real exchange rates and purchasing power parity. U: de Melo, J. i Sapir, A. (eds.), *Trade Theory and Economic Reform: North, South and East, Essays in Honor of Bela Balassa*. Cambridge, Massachusetts: Basil Blackwell, str. 3 – 24.
43. Dufrenot, G. i Yehoue, E. (2005) *Real exchange rate misalignment: A panel cointegration and common factor analysis*. International Monetary Fund, Working Paper, 05/164.
44. Dumičić, M. Ljubaj, I. i Martinis, A. (2017) *Perzistentnost euroizacije u Hrvatskoj*, Hrvatska narodna banka, Pregled P-37.
45. D'Adamo, G. (2017) *Assessing the price and non-price competitiveness of the euro area*. Quarterly Report on the Euro Area (QREA), Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission, 16 (1), str. 37 – 47.
46. Easterly, W. (2005) National policies and economic growth: A reappraisal. U: Aghion, P. i Durlauf, S. (eds.), *Handbook of economic growth*. Amsterdam: Elsevier, str. 1015 –1059.
47. Edison, H. i Pauls, D. (1991) *Re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990*. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), International Finance Discussion Papers, 408.
48. Edison, H. J. i Melick, W. R. (1999) Alternative Approaches to Real Exchange Rates and Real Interest Rates: Three Up and Three Down. *International Journal of Finance & Economics*, 4 (2), str. 93 – 111.
49. Edwards, S. (1989) *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
50. Edwards, S. i Savastano, M. A. (1999) *Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?* National Bureau of Economic Research, Working Paper, 7228.
51. Egert, B. (2003) *Nominal and real convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (dis)connection: Tradable goods, regulated prices and other culprits*. Eesti Pank, Working Paper, 4.
52. Egert, B. (2004a) *Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can We Have DEER with BEER without FEER? A Critical Survey of the Literature*. BOFIT Discussion Papers, 1.

53. Egert, B. (2004b) *Equilibrium Exchange Rates in Southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased*. Oesterreichische Nationalbank, Focus on European Economic Integration, 2, str. 138 – 181.
54. Egert, B., Halpern, L. i MacDonald, R. (2006) Equilibrium exchange rates in transition economies: Taking stock of the issues. *Journal of Economic Surveys*, 20 (2), str. 257 – 324.
55. Egert, B., Lahreche-Revil, A. i Lommatzch, K. (2004) *The Stock-Flow Approach to the real exchange Rate of CEE Transition Economies*. CEPPII, Working Paper, 2004-15.
56. Enders, W. (2010) *Applied Econometric Time Series*. 3rd Edition. London: A John Wiley & Sons Inc.
57. Enders, W. i Siklos, P. (2001) Cointegration and treshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19 (2), str. 166 – 176.
58. Engle, R. i Granger, C. (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 35, str. 251 – 276.
59. European Central Bank (2003) *Policy Position of the Governing Council of the European Central Bank on Exchange Rate Issues Relating to the Acceding Countries*.
60. European Commission (2004) *Discussions on ERM II Participation. Some Guiding principles*. ECFIN/445/03-EN-Rev1.
61. Faruquee, H. (1995) Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective. *IMF Staff Papers*, 42 (1), str. 80 – 107.
62. Fernández, R. B. (1981) A methodological note on the estimation of time series. *The Review of Economics and Statistics*, 63 (3), str. 471 – 476.
63. Findley, D. F. et al. (1998) New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, str. 169 – 177.
64. Findreng J. H. (2014) Relative Purchasing Power Parity and the European Monetary Union: Evidence from Eastern Europe. *Economics & Sociology*, 7 (1), str. 22 – 38.
65. Fleming, J. M. (1962) Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 9, str. 369 – 380.
66. Flood, R. P. i Taylor, M. P. (1996) Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach? U: Frankel, J. A., Galli, G. i Giovannini, A. (eds.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: Chicago University Press, str. 261 – 302.
67. Frait, J., Komarek, L. i Melecky, M. (2006) *The Real Exchange Rate Misalignment in the Five Central European Countries*. University of Warwick, Department of Economics, Economic Research Papers, 739.

68. Frenkel, J. A. (1986) International capital mobility and crowding out in the U.S. economy: Imperfect integration of financial markets or of goods markets? U: Hafer, R. W. (ed.), *How open is the U.S. economy?* Lexington Mass.: Lexington Books, str. 33 – 67.
69. Froot, K. A. (1990) *Short Rates and Expected Asset Returns*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 3247.
70. Froot, K. A. i Rogoff, K. S. (1995) Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. U: Grossman, G. M. i Rogoff, K. S. (eds), *Handbook of International Economics*, 3. Amsterdam: Elsevier, str. 1647 – 1688.
71. Galstyan, V. i Lane, P. R. (2009) The composition of government spending and the real exchange rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (6), str. 1233 – 1249.
72. Gattin-Turkalj, K. (2005) *Estimates of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Kuna*. 11th Dubrovnik Economic Conference, Dubrovnik, Croatia.
73. Gomez, V. i Maravall, A. (1996) *Programs TRAMO and SEATS: Instruction for users*. Banco de Espana, Working Paper, 9628.
74. Gonzalo, J. i Granger, C. (1995) Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (1), str. 27 – 35.
75. Greenslade, J., Hall, S. i Henry, S. (2002) On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: A Modelling Strategy with an Application to UK Wages and Prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, str. 1517 – 1537.
76. Groen, J. (2000) The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon. *Journal of International Economics*, 52, str. 299 – 320.
77. Haddad, M. i Pancaro, C. (2010) *Can real exchange rate undervaluation boost exports and growth in developing countries? Yes, but not for long*. The World Bank, Economic Premise, 20.
78. Halpern, L. i Wyplosz, C. (1997) Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies. *IMF Staff Papers*, 44 (4), str. 430 – 461.
79. Hansen, H. i Soren, J. (1999) Some tests for parameter constancy in the cointegrated VAR. *Econometric Journal*, 2, str. 306 – 333.
80. Harrod, R. F. (1933) *International Economics*. London: Nisbet and Cambridge University Press
81. Hegwood, N. D. i Papell, D. H. (1998) Quasi purchasing power parity. *International Journal of Finance and Economics*, 3, str. 279 – 289.
82. Hinkle, L. E. i Montiel, P. J. (1999) *Exchange rate missalignment: Concepts and measurements for developing countries*. Oxford: Oxford University Press.

83. Hrvatska narodna banka (2020) *Hrvatska ušla u europski tečajni mehanizam, a HNB u blisku suradnju s Europskom središnjom bankom*. [online] Hrvatska narodna banka. Dostupno na: <https://www.hnb.hr/-/hrvatska-usla-u-europski-tecajni-mehanizam-a-hnb-u-blisku-suradnju-s-europskom-sredisnjom-bankom> [7. 9. 2020.]
84. Hodrick, R. i Prescott, E. C. (1997) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), str. 1 – 16.
85. Horvath, R. i Komarek, L. (2006) *Equilibrium exchange rates in EU new members: Applicable for setting the ERM II central parity?* MPRA Paper, 1180.
86. Hossfeld, O. (2010) *Equilibrium real exchange rates and real exchange rate misalignments: time series vs. panel estimates*. The Research Centre International Economics FIW, Working Paper, 65.
87. Huizinga, J. (1987) An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27 (1), str. 149 – 214.
88. Im, K. S., Lee, J. i Tieslau, M. (2005) Panel LM Unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, str. 393 – 419.
89. International Monetary Fund (1999) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 00/7.
90. International Monetary Fund (2001) *Article IV Consultation and Request for Stand-By Arrangement with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 01/50.
91. International Monetary Fund (2002) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 02/178.
92. International Monetary Fund (2004) *Article IV Consultation and Request for Stand-By Arrangement with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 04/253.
93. International Monetary Fund (2007) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 07/81.
94. International Monetary Fund (2008) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 08/158.
95. International Monetary Fund (2009a) *Balance of payments and international investment position manual*. 6th edition. Washington, D.C.: IMF.
96. International Monetary Fund (2009b) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 09/185.
97. International Monetary Fund (2010) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 11/159.

98. International Monetary Fund (2011) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 11/159.
99. International Monetary Fund (2012) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 12/302.
100. International Monetary Fund (2014a) *2014 Triennial Surveillance Review – Overview Paper*. Washington, D.C.: IMF.
101. International Monetary Fund (2014b) *2014 Triennial Surveillance Review – Managing Director's Action Plan for Strengthening Surveillance*. Washington, D.C.: IMF.
102. International Monetary Fund (2014c) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 14/124.
103. International Monetary Fund (2015a) *2015 External Sector Report Annex*. Washington, D.C.: IMF.
104. International Monetary Fund (2015b) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 15/163.
105. International Monetary Fund (2016a) *Methodological Note on EBA-LITE*. Washington, D.C.: IMF.
106. International Monetary Fund (2016b) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 16/187.
107. International Monetary Fund (2018) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 18/5.
108. International Monetary Fund (2019a) *The Revised EBA-lite Methodology*. Washington, D.C.: IMF.
109. International Monetary Fund (2019b) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*, Staff Report, IMF Country Report No. 19/46.
110. International Monetary Fund (2020) *Article IV Consultation with Republic of Croatia*. Staff Report, IMF Country Report No. 20/50.
111. Isard, P. (2007) *Equilibrium exchange rates: Assessment methodologies*. International Monetary Fund, Working Paper, 07/296.
112. Isard, P. i Faruquee, H. (1998) *Exchange rate assessment: Extensions of the macroeconomic balance approach*. International Monetary Fund, Occasional Paper, 167.
113. Isard, P. i Mussa, M. (1998) A methodology for Exchange Rate Assessment. U: Isard, P. i Faruquee, H. (eds), *Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance approach*. International Monetary Fund, Occasional Paper 167, str. 4 – 24.

114. Ivanov, M. (2015) *Efekti intervalutarnih odnosa na razvoj gospodarstva hrvatske*. Radna verzija rada prezentiranog na skupu „Uloga regulatora u razvoju gospodarstva Hrvatske“, 50. simpozij HZRFD, Opatija, 11. – 13. lipnja 2015.
115. Ivanov, M. (2017) *Odnos deviznog tečaja i kamatnih stopa u kontekstu uvođenja eura*. HUB Analize.
116. Johansen, S. (2002) A Small Sample Correction for the Test of cointegrated Rank in the Vector Autoregressive Model. *Econometrica*, 70, str. 1929 – 1961.
117. Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, str. 231 – 254.
118. Johansen, S. (1995) *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press.
119. Kareken, J. i Wallace, N. (1981) On the indeterminacy of equilibrium exchange rates. *Quarterly Journal of economics*, 96, str. 207 – 222.
120. Komarek, L. i Melecky, M. (2005) *The behavioural equilibrium exchange rate of the Czech koruna*. Czech National Bank, Working Paper, 5/2005.
121. Krugman, P. R. (1990) Equilibrium Exchange Rates. U: Branson, W. H. et al. (eds.), *International Policy Coordination and Exchange rate Fluctuations*. Chicago: University of Chicago Press, str. 159 – 196.
122. Krugman, P. R. i Obstfeld, M. (2006) *International economics: Theory and Practice*. 7th Edition. Boston: Pearson Addison Wesley.
123. Kucsera, D. (2007) *Equilibrium Exchange Rates*. Bratislava: Comenius University Bratislava.
124. Lane, P. R. i Milesi-Ferretti, G. M. (2002) External wealth, the trade balance, and the real exchange rate. *European Economic Review*, 46 (6), str. 1049 – 1071.
125. Larsson, R., Lyhagen, J. i Lothgren, M. (2001) Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal*, 4, str. 1 – 41.
126. Lee, J. et al. (2008) *Exchange Rate Assessments: CGER methodologies*. International Monetary Fund, Occasional Paper, 261.
127. Lee, J. i Strazicich, M. (2004) *Minimum LM unit root test*. University of Alabama, Working Paper.
128. Lee, J. i Strazicich, M. (2003) Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85, str. 1082 – 1089.
129. Lee, J. et al. (2008) *Exchange rate assessments: CGER methodologies*. International Monetary Fund, Occasional Paper, 261.

130. Lim, G. C. (2000) *Misalignment and Managed Exchange Rates: An Application to the Thai Baht*. International Monetary Fund, Working Paper, 00/63.
131. Litterman, R. B. (1983) A random walk, Markov model for the distribution of time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1 (2), str. 169 – 173.
132. Lothian, J. i Morry, M. (1978) *A Test for the Presence of Identifiable Seasonality When Using the X-11-ARIMA Program*. Statistics Canada, Staff Paper, STC2118.
133. Luetkepohl, H. i Xu, F. (2009.) The role of the log transformation in forecasting economic variables. *Empirical Economics*, 42 (3), str. 619 – 638.
134. Macauley, F. R. (1931) *The Smoothing of Time Series*. National Bureau of Economic Research.
135. MacDonald, R. (1998) What Determines Real Exchange Rates? The Long and the Short of It. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, str. 117 – 153.
136. MacDonald, R. i Taylor, M. P. (1993) The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium, and Forecasting. *IMF Staff Papers*, 40, str. 89 – 107.
137. MacDonald, R. i Ricci, L. A. (2004) Estimation of the Equilibrium Exchange Rate for South Africa. *The South African Journal of Economics*, 72 (2), str. 282 – 304.
138. MacKinnon, J. G. (1996) Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), str. 601 – 618.
139. MacKinnon, J., Haug, A. i Michelis, L. (1999) Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (5), str. 563 – 577.
140. Maddala, G. S. i Lahiri, K. (2009) *Introduction to Econometrics*. 4th Edition. Chichester, United Kingdom: A John Wiley and Sons Ltd.
141. McKinnon, R. (1984) *An International Standard for Monetary Stabilisation*. Washington, DC: Institute for International Economics.
142. Maeso-Fernandez, F., Osbat, C. i Schnatz, B. (2002) Determinants of the euro real effective exchange rate: A BEER/PEER approach. *Australian Economic Papers*, 41 (4), str. 437 – 461.
143. Masson, P. (1998) A globally consistent conceptual framework. U: Isard, P. i Faruquee, H. (eds), *Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach*. International Monetary Fund, Occasional Paper 167, str. 27 – 31.
144. Mark, N. (1990) Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run, an Empirical Investigation. *Journal of International Economics*, 28, str. 115 – 136.

145. Mark, N. C. (1995) Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review*, 85, str. 201 – 218.
146. Mark, N. C. i Sul, D. (2001) Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton Woods panel. *Journal of International Economics*, 53, str. 29 – 52.
147. Maravall, A. i Sánchez, F. J. (2000) *An Application of TRAMO-SEATS: Model Selection and Out-of-Sample Performance: the Swiss CPI Series*. Banco de España, Working Papers, 0014.
148. Meshulam, D. i Sanfey, P. (2019) *The Determinants of Real Exchange Rates in Transition Economies*. European Bank for Reconstruction and Development, Working Paper, 228.
149. Medina, L., Prat, J. i Thomas, A. H. (2010) *Current account balance estimates for emerging market economies*, International Monetary Fund, Working Paper, 10/43.
150. Meese, R. A. i Rogoff, K. (1983) The out of sample failure of empirical exchange rate models: Sampling Error or misspecification. U: Frenkel, J. A. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*. National Bureau of Economic Research.
151. Meredith, G. i Menzide, D. C. (1998) *Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 6797.
152. Musa, M. (1986) *The nominal exchange rate regime and the behavior of real exchange rates*. U: Brunner, K. i Meltzer, A. (eds.) Carnegie-Rochester Conference series. Amsterdam, Nort-Holland, Vol. 25, str. 117 – 213.
153. Obstfeld, M. (1993) *Model trending real exchange rates*. Center for International and Development Economic Research, Working Paper, C93-011.
154. Palić, I., Dumičić, K. i Šprajčak, P. (2014) Measuring Real Exchange Rate Misalignment in Croatia: Cointegration Approach. *Croatian Operational Research Review*, 5 (2), str. 135 – 148.
155. Papell, D. H. i Prodan, R. (2003) *Long run purchasing power parity: Cassel or Balassa-Samuelson?* University of Houston, str. 1 – 34.
156. Payne, J., Lee, J. i Hofler, R. (2005) Purchasing power parity: Evidence from transition economy. *Journal of Policy Modelling*, 27, str. 665 – 672.
157. Peltonen, T. i Sager, M. (2009) *Productivity shocks and real exchange rates*. European Central Bank, Working Paper Series, 1046.
158. Phillips, S. et al. (2013) *The External Balance Assessment (EBA) Methodology*. International Monetary Fund, Working Paper, 13/272.

159. Pufnik, A. (1997) Paritet kupovne moći kao dugoročni ravnotežni uvjet: Kointegracijski test u slučaju Hrvatske (1991.-1996.). *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 7 (55), str. 57 – 85.
160. Pufnik, A. i Kunovac, D. (2012) *Način na koji poduzeća u Hrvatskoj određuju i mijenjaju cijene svojih proizvoda: Rezultati ankete poduzeća i usporedba s eurozonom*. Hrvatska narodna banka, Istraživanja I-39.
161. Quah, D. (1989) *The Relative Importance of Permanent and Transitional Components: Identification and Some Theoretical Bounds*. Working Paper, MIT.
162. Rahman, J. (2008) *Current account developments in new member states of the European Union: Equilibrium, excess and EU-phoria*. International Monetary Fund, Working Paper, 08/92.
163. Rajan, R., Sen, R. i Siregar, R. Y. (2004) Misalignment of the baht, trade balances and the crisis in Thailand. *The World Economy*, 27 (7), str. 985 – 1012.
164. Ricardo, D. (1817) *On the principles of political economy and taxation*. London: John Murray.
165. Rodrik, D. (2008) The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings papers on economic activity*, 39 (2), str. 365 – 439.
166. Rogoff, K. (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34 (2), str. 647 – 668.
167. Roudet, S., Saxegaard, M. i Tsangarides, C. G. (2007) *Estimation of equilibrium exchange rates in the WAEMU: A robustness approach*. International Monetary Fund, Working Paper, 07/194.
168. Salto, M. i Turrini, A. (2010) *Comparing alternative methodologies for real exchange rate assessment*. European Commission, DG ECFIN, Economic Papers, 427.
169. SAS (2020) *SAS/ETS(R) 9.2 User's Guide: Combined Test for the Presence of Identifiable Seasonality*. SAS. [online] Dostupno na: http://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/viewer.htm#etsug_x12_sect027.htm [1. 9. 2020.]
170. Samuelson, P. A. (1964) Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46, str. 145 – 154.
171. Sax, C. i Eddelbuettel, D. (2018) Seasonal Adjustment by X-13ARIMA – SEATS in R. *Journal of Statistical Software*, 87 (11), str. 1 – 17.

172. Sax, C. i Steiner, P. (2013) *Methods for Temporal Disaggregation and Interpolation of Time Series*. [online] Dostupno na: <http://CRAN.R-project.org/package=tempdisagg> [1. 9. 2020.]
173. Shiskin, J., Young, A. i Musgrave, C. (1967) *The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal adjustment Program*. U.S. Department of Commerce, U.S. Bureau of the Census.
174. Sideris, D. (2006) Purchasing power parity in economies in transition: Evidence from Central and East European countries. *Applied Financial Economics*, 16, str. 135 – 143.
175. Siregar, R. Y. (2011) *The concepts of equilibrium exchange rate: A survey of literature*. The South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre, Staff Paper, 81.
176. Sonora, J. R. i Tica, J. (2010) Structural breaks and Purchasing Power Parity in the CEE and Post-War former Yugoslav States. *Czech Journal of Economics and Finance*, 60 (3), str. 213 – 225.
177. Spajić, V. (2009) *Procjena ravnotežnog realnog tečaja za Hrvatsku*. Pripravnički rad. Zagreb: Hrvatska narodna banka.
178. Stein, J. L. (1999) The Evolution of the Real Value of the US Dollar Relative to the G7 Currencies. U: MacDonald, R. i Stein, J. (eds), *Equilibrium Exchange Rates*. Recent Economic Thought Series, 69. Dordrecht: Springer, str. 67 – 101.
179. Stein, J. L. i Allen, P. R. (1995) *Fundamental determinants of exchange rate*. Oxford: Oxford University Press.
180. Stein, J. L. i Paladino, G. (1998) Recent developments in international finance: A guide to research. *Journal of Banking and Finance*, 21, str. 1685 – 1720.
181. Stein, J. L. i Paladino, G. (1999) *Exchange rate misalignments and crises*. CESifo, Working Paper, 205.
182. Stein, J. L. (1994) The natural real exchange rate of the US dollar and determinants of capital flows. U: Williamson, J. (ed.), *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics.
183. Stein, J. L. (2003) *The equilibrium real exchange rate of the euro: An evaluation of research*. CESifo, Economic Studies.
184. Stock, J. H. i Watson, M. W. (1998) Testing for common trends. *Journal of American Statistical Association*, 83, str. 1097 – 1107.
185. Svilokos, T. i Tolić, M. Š. (2014) Does misaligned currency affect economic growth? – Evidence from Croatia. *Ekonomski pregled*, 16 (2), str. 29 – 58.

186. Šonje, V. (1994) Utjecaj promjenjive rigidnosti cijena na ravnotežni nominalni tečaj hrvatske kune. *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 4 (34), str. 22 – 34.
187. Šonje, V. (2019) *Euro u Hrvatskoj – za i protiv*. Zagreb: Arhivanalitika d.o.o.
188. Šonje, V. (2020) *Ovaj tečaj određen za ulaz u ERM II ne bi trebao 'trošiti' rezerve HNB-a, ali...* [online] lider.hr. Dostupno na: <https://lider.media/poslovna-scena/hrvatska/sonje-ovaj-tecaj-odreden-za-ulaz-u-erm-ii-ne-bi-trebao-trositi-rezerve-hnb-a-ali-132351> [7.9. 2020.]
189. Taylor, M. P. (1995) The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33, str. 13 – 47.
190. Taylor, M. P., Peel, D. A. i Sarno, L. (2001) Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. *International Economic Review*, 42, str. 1015 – 1042.
191. Tica, J. (2006) Long Span Unit Root Test of Purchasing Power Parity: The Case of Croatia. *Ekonomski pregled*, 57 (12), str. 856 – 880.
192. Tkalec, M. i Vizek, M. (2010) *Should the CNB Devalue the Exchange Rate? Evidence from Purchasing Power Parity*. 16th Dubrovnik Economic Conference, Dubrovnik, Croatia.
193. Tkalec, M. i Vizek, M. (2011) Purchasing Power Parity in a Transition Country: The Case of Croatia. *Comparative Economic Studies*, 53 (2), str. 223 – 238.
194. U.S. Bureau of the Census (2001) *X-12-ARIMA Reference Manual. Version 0.2.8*. Washington, DC.
195. Vlada RH i Hrvatska narodna banka (2018) *Strategija za uvođenje eura kao službene valute u Republici Hrvatskoj*. Zagreb, travanj.
196. White, H. (1980) A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 48, str. 817 – 838.
197. Whittaker, E. T. (1923) On a New Method of Graduation. *Proceedings of the Edinburgh Mathematical Association*, 41, str. 63 – 75.
198. Williamson, J. (1983) *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics.
199. Williamson, J. (1985) *The exchange rate system*. Policy Analysis in International Economics, Vol. 5. Washington, D.C.: Institute for International Economics.
200. Williamson, J. (1994) Estimates of FEERs. U: Williamson, J. (ed.), *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics.

201. Wren-Lewis, S. i Driver, R. (1997) *Real exchange rates for year 2000*. Washington, D.C.:
Institute for International Economics.
202. Wren-Lewis, S. (1992) On the analytical foundations of the fundamental equilibrium
exchange rate. U: Hargreaves, C. P. (eds), *Macroeconomic modelling of the long run*.
Cheltenham, United Kingdom: Edward Elgar Publishing.

POPIS SLIKA

Slika 2-1: Priželjkivani ravnotežni tečaj	29
Slika 6-1: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz bilateralnog realnog tečaja (RER i RER_SA)	104
Slika 6-2: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz relativnog omjera cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (TNT i TNT_SA)	105
Slika 6-3: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz relativnih uvjeta razmjene (TOT i TOT_SA)	105
Slika 6-4: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz neto inozemne aktive Hrvatske (NFA i NFA_SA)	106
Slika 6-5: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz javnog duga Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PDBT i PDBT_SA)	106
Slika 6-6: Originalni i sezonski prilagođeni vremenski niz proračunskog salda Hrvatske u odnosu na referentnu vrijednost (PBDG i PBDG_SA)	107
Slika 6-7: Godišnji (VATNT) i interpolirani tromjesečni (VATNT_INT) vremenski niz relativnog omjera realnih dodanih vrijednosti po radniku u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara između Hrvatske i europodručja	110
Slika 6-8: Povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja i bihevioralni ravnotežni tečaj (BEER) između Hrvatske i europodručja	142
Slika 7-1: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza relativnog odnosa cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara (L_TNT_SA)	145
Slika 7-2: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza relativnih uvjeta razmjene (L_TOT_SA)	146
Slika 7-3: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza neto inozemne aktive (NFA_SA)	146
Slika 7-4: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza realnog kamatnog diferencijala (IRD)	147
Slika 7-5: Agregat te Hodrick-Prescott filtrom izvedena trend i ciklička komponenta vremenskog niza javnog duga (PDBT_SA)	147
Slika 7-6: Povijesni bilateralni realni tečaj između Hrvatske i europodručja i permanentni ravnotežni tečaj (PEER) između Hrvatske i europodručja	149

Slika 8-1: Povijesni realni tečaj između Hrvatske i europodručja (L_RER) te empirijski ocijenjeni bihevioralni (BEER) i permanentni (PEER) ravnotežni koncepti	151
Slika 8-2: Tekuća odstupanja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog bihevioralnog ravnotežnog koncepta	152
Slika 8-3: Doprinosi pojedinih ekonomskih fundamenata promjeni bihevioralnog ravnotežnog tečaja između Hrvatske i europodručja	154
Slika 8-4: Ukupna odstupanja realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog permanentnog ravnotežnog koncepta	157
Slika 8-5: Implicitna zbirna iregularna komponenta izvedena kao razlika između bihevioralnog i permanentnog ravnotežnog koncepta	161
Slika 8-6: Različiti pokazatelji kreditne i depozitne euroizacije za Hrvatsku	176
Slika 8-7: Udio deviznih depozita u ukupnim štednim i oročenim depozitima u novim članicama Europske unije	176
Slika 8-8: Udio deviznih kredita u ukupnim kreditima nebankovnom sektoru u novim članicama Europske unije	177
Slika 8-9: Bruto inozemni dug Hrvatske i njegova struktura	178
Slika 8-10: Saldo tekućeg i kapitalnog računa platne bilance Hrvatske i njegova struktura	179
Slika 8-11: Realni efektivni tečaj odabranih (skupina) zemalja deflaciran potrošačkim cijenama	180
Slika 8-12: Promjene tržišnog udjela izvoza robe i usluga te realnog efektivnog tečaja	181
Slika 8-13: Kretanje realnog tečaja između Hrvatske i europodručja te doprinosi njegovih sastavnica godišnjoj stopi promjene	182
Slika 8-14: Godišnje stope promjene administrativno reguliranih cijena u Hrvatskoj i europodručju	183
Slika 8-15: Udjeli administrativno reguliranih cijena u harmoniziranom indeksu potrošačkih cijena	183
Slika 8-16: Devizne intervencije HNB-a i kretanje nominalnog tečaja EUR/HRK	186
Slika 8-17: Godišnja stopa ukupne inflacije potrošačkih cijena i temeljne inflacije u Hrvatskoj	187
Slika 8-18: Harmonizirani indeks potrošačkih cijena odabranih (skupina) zemalja	188

POPIS TABLICA

Tablica 6-1: Vremenski nizovi (varijable) korištene u kvantitativnom istraživanju	88
Tablica 6-2: Kombinirani testovi sezonalnosti za realni tečaj između Hrvatske i europodručja (RER)	100
Tablica 6-3: Kombinirani testovi sezonalnosti za realni kamatni diferencijal između Hrvatske i europodručja (IRD)	101
Tablica 6-4: F-vrijednosti, Kruskal-Wallis pokazatelji i Kruskal-Wallis pripadajuće razine vjerojatnosti za testove sezonalnosti vremenskih nizova	101
Tablica 6-5: Kratice korištenih vremenskih nizova nakon primijenjenih transformacija	111
Tablica 6-6: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina), konstantu i trend	112
Tablica 6-7: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina) i konstantu	113
Tablica 6-8: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za L_TOT_SA (razina) bez egzogenih varijabli	114
Tablica 6-9: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za D(L_TOT_SA) (prva diferencija), konstantu i linearni trend	115
Tablica 6-10: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za D(L_TOT_SA) (prva diferencija) i konstantu	116
Tablica 6-11: Rezultati proširenog Dickey-Fullerovog testa za D(L_TOT_SA) (prva diferencija) bez egzogenih varijabli	117
Tablica 6-12: Sumarni rezultati provedenih ADF testova za razinu i prvu diferenciju relativnih uvjeta razmjene (L_TOT_SA i D(L_TOT_SA))	118
Tablica 6-13: Sumarni rezultati provedenih ADF testova za razine i prvu diferenciju svih vremenskih nizova	118
Tablica 6-14: Johansenov test traga matrice svojstvenih vrijednosti za vektor Z_1	121
Tablica 6-15: Johansenov test najveće svojstvene vrijednosti za vektor Z_1	122
Tablica 6-16: Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti i koeficijenti prilagodbe člana korekcije pogreške	124
Tablica 6-17: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (za vektor Z_1)	125

Tablica 6-18: Ocijenjeni kointegracijski koeficijenti, pripadajuće standardne greške, t-test veličine i pripadajuće p-vrijednosti (vektor Z_1)	126
Tablica 6-19: Rezultati Jarque-Bera testa normalne distribuiranosti grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_1)	131
Tablica 6-20: Rezultati Ljung-Boxovog testa autokorelacije grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_1)	132
Tablica 6-21: Rezultati Whiteovog LM testa heteroskedastičnosti grešaka kointegracijske relacije (vektor Z_1)	133
Tablica 6-22: Test inverznih korijena karakterističnog AR polinoma (vektor Z_1)	134
Tablica 6-23: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_2	136
Tablica 6-24: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_2)	137
Tablica 6-25: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_3	138
Tablica 6-26: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_3)	139
Tablica 6-27: Johansenovi testovi kointegracije za vektor Z_4	140
Tablica 6-28: Ocijenjeni parametri vektorskog modela korekcije pogreške (vektor Z_4)	141
Tablica 8-1: Usporedba raspona kolebanja i prosječnih veličina tekućih i ukupnih odstupanja	160
Tablica 8-2: Predznaci tekućih odstupanja, dispariteti i promjene potrebne za povratak BEER ravnotežnom konceptu po karakterističnim razdobljima	163
Tablica 8-3: Predznaci ukupnih odstupanja, dispariteti i promjene potrebne za povratak PEER ravnotežnom konceptu po karakterističnim razdobljima	164
Tablica 8-4: Kvalifikacije odstupanja povijesnog realnog tečaja od EBA-lite ravnotežnih koncepata realnog tečaja Međunarodnog monetarnog fonda	166
Tablica 8-5: Kvalifikacija tekućih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog BEER ravnotežnog koncepta	167
Tablica 8-6: Kvalifikacija ukupnih odstupanja povijesnog realnog tečaja između Hrvatske i europodručja od ocijenjenog PEER ravnotežnog koncepta	167
Tablica 9-1: Istaknute istraživačke hipoteze te pripadajući rezultati testiranja	196

ŽIVOTOPIS

Gordi Sušić rođen je u Rijeci gdje je stekao diplomu iz međunarodne ekonomije na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Rijeci. Po završenom dodiplomskom studiju upisuje i s uspjehom završava dvogodišnji magistarski program iz ekonomije na Središnje europskom sveučilištu (*Central European University*) te jednogodišnji magistarski program iz financija i ekonomije na Londonskoj školi za ekonomiju (*London School of Economics*). U 2000. godini zapošljava se kao ekonomist u Direkciji za istraživanja Hrvatske narodne banke čijim je direktorom imenovan u 2005. godini, a tu dužnost obnaša i dalje. Tijekom pristupnih pregovora za ulazak Hrvatske u Europsku uniju, sudjelovao je kao pomoćni član u radu dva pregovaračka tima: Ekonomska i monetarna politika te Sloboda kretanja kapitala. Od ulaska Hrvatske u Europsku uniju, zamjenik je predstavnika Hrvatske narodne banke u Odboru za provođenje monetarne politike Europske središnje banke, glavni predstavnik HNB-a u Radnoj skupini za prognoziranje ESB-a i član Uređivačkog odbora ESB-a za Godišnje izvješće i Izvješće o ostvarenom stupnju konvergencije. Objavio je nekoliko znanstvenih i stručnih radova, pri čemu njegovi istraživački interesi poglavito obuhvaćaju područje međunarodne trgovine, konkurentnosti i tečajeva.

POPIS OBJAVLJENIH AUTOROVIH RADOVA

1. Sušić, G., A. Ćudina i G. Lukinić Čardić (2012) *Analiza relativnog položaja hrvatskog izvoza na tržištu Europske unije*. Ekonomski pregled, 63 (5-6), str. 291 - 321. UDK 339.5.057.7(497.5)

Rad analizira promjene relativnog položaja hrvatskog izvoza, odnosno njegovog udjela na tržištu Europske unije u razdoblju od 2000. do 2010. godine primjenom metode konstantnih tržišnih udjela. Spomenuta metoda omogućuje da se promjene tržišnog udjela neke zemlje povežu sa strukturnim i drugim karakteristikama njenog izvoza. Pritom su proizvodna i geografska obilježja izvoza obuhvaćena strukturnim učinkom, dok je utjecaj svih ostalih čimbenika koji se mogu odraziti na izvozne rezultate i posljedično na promjenu tržišnog udjela obuhvaćen učinkom konkurentnosti. Rezultati rada pokazuju da je stagnacija udjela hrvatskog izvoza na tržištu EU u razdoblju od 2000. do 2010. poglavito posljedica nedostatne konkurentnosti, dok je strukturni učinak tek blago pozitivan.

2. Sušić, G. i Ćudina, A. (2013) *Utjecaj pristupanja Hrvatske Europskoj uniji na trgovinske i gospodarske odnose sa zemljama CEFTA-e*. Ekonomski pregled, 64 (4), str. 376 - 396. UDK 339.543:339.923(497.5)

Rad istražuje utjecaj očekivanog ulaska Hrvatske u Europsku uniju na uvjete razmjene sa zemljama potpisnicama Srednjoeuropskog ugovora o slobodnoj trgovini (CEFTA 2006). Naglasak je stavljen na Bosnu i Hercegovinu te Srbiju, dva najvažnija izvozna tržišta u okviru CEFTA-e s kojima je Hrvatska u velikoj mjeri liberalizirala međusobnu trgovinu. Ulaskom u Uniju Hrvatska će prihvatiti trgovinski režim koji je EU, većinom kroz sporazume o stabilizaciji i pridruživanju, bilateralno dogovorila s članicama CEFTA-e. Usporedbom odredbi spomenutih sporazuma i Ugovora CEFTA 2006 utvrđeni su izvozni sektori koji bi nakon pristupanja Hrvatske EU mogli najviše izgubiti na konkurentnosti na tržištima CEFTA-e. Ukoliko do trenutka hrvatskog pristupanja ne dođe do izmjena dogovorenih trgovinskih režima, za što su izgledi mali, najveće carinsko opterećenje i posljedično smanjenje izvoza može se očekivati u duhanskoj, mesnoj i konditorskoj industriji.